

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA  
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Stanovení modelů ratingu v odvětví stavebnictví

The determination of rating models in the construction building sector

Student: Bc. Hana Mazalová

Vedoucí diplomové práce: prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal

Ostrava 2010

VŠB - Technická univerzita Ostrava  
Ekonomická fakulta  
Katedra financí

## Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Hana Mazalová**  
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa  
Studijní obor: 6202T010 Finance  
Specializace: 00 Finance  
Téma: Stanovení modelů ratingu v odvětví stavebnictví  
The determination of rating models in the construction building sector

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
  2. Modelové přístupy ke stanovení ratingu
  3. Charakteristika odvětví a podniků ve stavebnictví
  4. Stanovení modelů ratingu ve stavebnictví
  5. Závěr
- Seznam použité literatury  
Seznam zkratk  
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce  
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

- ARLT, J. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Grada publishing, 2007. 258 s. ISBN 978-80-247-1319-9.  
GUJARATI, D.N. *Basic econometrics*. 4th Ed. Boston: McGraw-Hill, 2003. 1002 s. ISBN 0-07-112342-3.  
HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2007. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **prof. Dr. Ing. Zdeněk Zmeškal**

Datum zadání: 20.11.2009

Datum odevzdání: 30.04.2010

Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.  
vedoucí katedry



prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová  
děkanka fakulty

Místopřísežně prohlašuji, že jsem celou diplomovou práci včetně příloh vypracovala samostatně.

V Ostravě dne 20. 4. 2010

.....

Bc. Hana Mazalová

# Obsah

<b>1</b>	<b>Úvod.....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Modelové přístupy ke stanovení ratingu.....</b>	<b>2</b>
<b>2.1</b>	<b>Charakteristika ratingu.....</b>	<b>2</b>
2.1.1	Podstata a druhy ratingu.....	2
2.1.2	Historie ratingu.....	3
2.1.3	Ratingové agentury ve světě .....	3
2.1.4	Ratingové agentury v ČR .....	5
<b>2.2</b>	<b>Finanční analýza.....</b>	<b>5</b>
2.2.1	Předmět finanční analýzy .....	5
2.2.2	Klasifikace poměrových finančních ukazatelů .....	6
2.2.3	Souhrnné modely hodnocení finanční úrovně.....	10
<b>2.3</b>	<b>Popis vícerozměrných regresních modelů.....</b>	<b>11</b>
2.3.1	Předmět a metody ekonometrické analýzy.....	12
2.3.2	Klasický lineární regresní model.....	15
2.3.3	Diskriminační analýza.....	24
2.3.4	Logistická regrese .....	28
<b>3</b>	<b>Charakteristika odvětví a podniků ve stavebnictví.....</b>	<b>32</b>
<b>3.1</b>	<b>Postavení stavebnictví v národním hospodářství ČR .....</b>	<b>32</b>
3.1.1	Multiplikační efekt ve stavebnictví .....	33
3.1.2	Organizační struktura stavebních firem v ČR .....	34
3.1.3	Stavební produkce dle jednotlivých krajů .....	35
3.1.4	Struktura a vývoj stavebních prací v ČR.....	37
3.1.5	Vliv hospodářské krize na stavebnictví.....	40
<b>3.2</b>	<b>Charakteristika vybraných stavebních firem.....</b>	<b>41</b>
3.2.1	Stavební společnosti v insolvenčním řízení .....	42
3.2.2	Stavební společnosti v konkurzu.....	43
3.2.3	Stavební společnosti v likvidaci .....	43
3.2.4	Stavební společnosti v likvidaci a v konkurzu .....	44
3.2.5	Stavební společnosti v dobré finanční situaci .....	44
<b>4</b>	<b>Stanovení modelů ratingu ve stavebnictví .....</b>	<b>46</b>
<b>4.1</b>	<b>Návrh tvorby bankrotního modelu.....</b>	<b>46</b>
<b>4.2</b>	<b>Vstupní data.....</b>	<b>47</b>

<b>4.3</b>	<b>Klasický lineární regresní model .....</b>	<b>48</b>
4.3.1	Analýza roku 2003 .....	48
4.3.2	Analýza roku 2004 .....	49
4.3.3	Analýza roku 2005 .....	50
4.3.4	Analýza roku 2006 .....	51
4.3.5	Analýza roku 2007 .....	52
4.3.6	Analýza roků 2003 – 2006 .....	53
4.3.7	Analýza roků 2003 – 2007 .....	55
4.3.8	Shrnutí lineární regrese .....	56
<b>4.4</b>	<b>Diskriminační analýza .....</b>	<b>58</b>
4.4.1	Analýza roku 2003 .....	59
4.4.2	Analýza roku 2004 .....	60
4.4.3	Analýza roku 2005 .....	61
4.4.4	Analýza roku 2006 .....	62
4.4.5	Analýza roku 2007 .....	63
4.4.6	Analýza roku 2003 - 2006 .....	64
4.4.7	Analýza roku 2003 - 2007 .....	65
4.4.8	Shrnutí diskriminační analýzy .....	67
<b>4.5</b>	<b>Logistická regrese .....</b>	<b>68</b>
4.5.1	Analýza roku 2003 .....	68
4.5.2	Analýza roku 2004 .....	70
4.5.3	Analýza roku 2005 .....	71
4.5.4	Analýza roku 2006 .....	73
4.5.5	Analýza roku 2007 .....	74
4.5.6	Analýza roků 2003 - 2006 .....	75
4.5.7	Analýza roků 2003 - 2007 .....	77
4.5.8	Shrnutí logistické regrese .....	78
<b>4.6</b>	<b>Celkové zhodnocení výsledků .....</b>	<b>79</b>
4.6.1	Aplikace vybraného modelu ratingu pro odhad predikce bankrotu .....	83
<b>5</b>	<b>Závěr .....</b>	<b>84</b>
	<b>Seznam použité literatury .....</b>	<b>86</b>
	<b>Seznam zkratk .....</b>	<b>88</b>
	<b>Prohlášení o využití výsledků diplomové práce .....</b>	<b>89</b>
	<b>Přílohy .....</b>	<b>90</b>

# 1 Úvod

Stavebnictví patří mezi významná národně hospodářská odvětví a lze jej považovat za jeden z pilířů národní ekonomiky s výrazným multiplikačním efektem pro celou ekonomiku. České stavebnictví má za sebou období několikaletého růstu a v současnosti se nachází v přelomovém období z důvodu ekonomické krize, která způsobuje zejména pokles v oblasti pozemního stavitelství.

Mezi spoluviníky vzniku globální ekonomické krize se často považují ratingové agentury, které podcenily rizika spojená se strukturovanými produkty na finančních trzích a neupravily včas své ratingy vzhledem k zhoršujícím se podmínkám na trhu. Proto je důležité, aby problematice ratingu a finančnímu hodnocení začala být věnována značná pozornost.

Pro hodnocení finanční situace firem slouží finanční analýza a souhrnné modely finanční úrovně. Finanční analýza zaujímá klíčové postavení při vyhodnocování finančního stavu společností a slouží pro předpovídání jejich budoucího vývoje. Základním metodickým nástrojem finanční analýzy jsou tzv. poměrové ukazatele, které se třídí dle jednotlivých oblastí finanční analýzy. Naproti tomu souhrnné modely finanční úrovně koncentrují charakteristiky finanční pozice podniku do jednoho souhrnného čísla. Příčinou vzniku daných modelů je snaha včasného rozpoznání příčin nestability podniků, které mohou signalizovat úpadek firmy.

Cílem diplomové práce je stanovení modelů ratingu pro odvětví stavebnictví prostřednictvím vybraných metod a určení nejvhodnějšího modelu pro predikci bankrotu stavebních firem.

Diplomová práce je rozčleněna do tří částí. První část je věnována teoretickému popisu ratingu a finanční analýze. Dále je zde uveden popis vícerozměrných regresních modelů, včetně předmětu a metod ekonometrické analýzy.

V další kapitole bude provedena charakteristika odvětví stavebnictví a výběrového souboru firem, který je tvořen 60 stavebními firmami. Daný vzorek je tvořen 30 firmami v dobré finanční situaci a 30 firmami v předpokládaném úpadku.

V poslední kapitole bude proveden odhad bankrotních modelů a to prostřednictvím metody klasické lineární regrese, diskriminační analýzy a logistické regrese. Dané modelové přístupy budou ověřeny na empiricky získaných datech z výběrového souboru firem za období 2003 až 2007.

## **2 Modelové přístupy ke stanovení ratingu**

Daná kapitola je rozčleněna na tři subkapitoly. V první části je provedena charakteristika ratingu včetně druhů ratingu a ratingových agentur. Druhá část je věnována popisu finanční analýzy, v rámci které jsou charakterizovány jednotlivé poměrové ukazatele a souhrnné modely hodnocení finanční úrovně.

V poslední subkapitole je popsán předmět a metody ekonometrické analýzy. Dále je zde uveden popis klasického lineárního regresního modelu, diskriminační analýzy a logistické regrese.

### **2.1 Charakteristika ratingu**

V rámci dané kapitoly bude nejprve definován pojem rating a jeho jednotlivé druhy. Dalším krokem bude popis historie ratingu a následně budou charakterizovány nejvýznamnější ratingové agentury včetně popisu ratingových škál.

Základním zdrojem literatury pro tvorbu dané kapitoly je Vinš, Liška (2005).

#### **2.1.1 Podstata a druhy ratingu**

Rating je obecně popisován jako stanovení rizika nedodržení závazku vyplývajícího z emise dluhopisů nebo jiných závazků provedené nezávislou soukromou agenturou, která emitentovi přidělí ratingovou známku.

Rating je přesněm znění definován jako nezávislé hodnocení, jehož cílem je zjistit a to na základě komplexního rozboru veškerých známých rizik hodnoceného subjektu, jak je tento subjekt schopen a ochoten dostát včas a v plné výši všem svým splatným závazkům.

Rating představuje komplexní analýzu všech známých rizik hodnoceného subjektu, která je důležitým podkladem pro investiční rozhodování a jejím cílem je stanovit současnou a budoucí schopnost splácet závazky. Investorům umožňuje posoudit míru rizika investice.

Tvorba ratingu je specifická pro různé typy subjektů dle předmětu jejich podnikání i dle segmentu trhu, na kterém podnikají. Rating je založen na kvalitativních faktorech, které zahrnují řízení (management), obchodní strukturu podnikatelské činnosti, konkurenční prostředí, profil klientely, výkonnost podniku atd. Dále je založen na kvantitativních faktorech, které lze členit do tří skupin, a to na faktory specifické pro společnost (company risk), faktory odvětvové (sector risk) a faktory specifické pro určitý stát (sovereign risk).

Jednotlivých typů ratingu existuje v současnosti celá řada a lze jej rozlišit dle řady kritérií. Vinš, Liška (2005) rozlišuje rating dle základních kritérií popsaných dále.

Dle časového hlediska rozlišujeme rating krátkodobý (u závazků do 1 roku splatnosti), rating dlouhodobý (u závazků se splatností nad 1 rok).

V návaznosti na denominaci dluhu a cílového trhu lze rozlišovat rating mezinárodní, který je denominován v zahraniční měně, kdy je hodnocení vztaženo ke společností v zahraničí, k závazkům a pohledávkám v zahraničních měnách. Dále na rating lokální, který je denominován v lokální měně a je na rozdíl od mezinárodního ratingu použitelný pouze v rámci daného státu a není tedy mezinárodně porovnatelný.

Dělení ratingu podle typu dluhopisového instrumentu na rating cenných papírů s pevným výnosem (obligace, směnky), rating syndikovaného dluhu, rating prioritních akcií, rating strukturovaného financování, rating projektového financování.

Další možné členění je např. rating emitenta, rating emise, rating banky či pojišťovny, rating podílového nebo penzijního fondu, rating organizátora trhu s cennými papíry.

### **2.1.2 Historie ratingu**

Historie ratingu je spojena s vývojem finančního trhu Spojených států amerických. Vznik „ratingového“ průmyslu byl zahájen v roce 1909, kdy John Moody začal hodnotit obligace železničních společností. O rok později začal používat tento typ hodnocení pro dluhopisy podniků veřejných služeb a průmyslových společností. Mezi první agentury dále patřila Poor's Publishing Company, která vydala své první ratingy v roce 1916 a Standard Statistics Company a Fitch Publishing Company v roce 1922.

V roce 1941 došlo k fúzi Standard Statistics Company a Poor's Publishing Company, které vytvořily Standard & Poor's. Dalšími agenturami vzniklými na americkém kontinentu byly Dupff & Phelps Credit Rating Co a Xerox Financial Services. Nejvýznamnější evropská ratingová agentura IBCA vznikla jako specializovaná instituce na rating bank na britských ostrovech v roce 1978, jejíž majitelem byla společnost FIMALAC, S. A.. Daná společnost v roce 1997 převzala americkou Fitch Investor Service a vznikla FitchIBCA.

Postupně se ratingový trh vyvinul tak, že dnes existují tři vedoucí globální ratingové agentury a další lokální a specificky zaměřené agentury, které ovšem nejsou celosvětově konkurenceschopné.

### **2.1.3 Ratingové agentury ve světě**

Ratingové agentury jsou společnosti, které přidělují hodnocení jak emitentům, tak i jednotlivým emisím určitých instrumentů. Ratingové agentury lze rozdělit na lokální a mezinárodní, všeobecné a specializované a na kooperující a těžící z veřejných informací.



Ratingové agentury začínaly na začátku 20. století s hodnocením konkrétních dluhopisových instrumentů a postupem času se začaly orientovat na další subjekty hodnocení. Ratingové agentury udělují hodnotícímu subjektu ratingovou známku z ratingové stupnice, které se v rámci jednotlivých ratingových agentur liší. Stupně se vyjadřují prostřednictvím abecedních znaků s dalším rozlišením prostřednictvím číslíkových znaků nebo prostřednictvím znamének + a – . Stupně s nízkou mírou rizika se označují jako investiční, vysoko rizikové stupně se označují jako spekulativní. Kromě ratingového stupně udělují agentury ještě tzv. výhled (negativní, stabilní, pozitivní), tj. směr, kterým se rating bude pravděpodobně vyvíjet.

Pro činnost ratingových agentur patří mezi nejdůležitější faktory kredibilita a nezávislost. Nejvýznamnějšími ratingovými agenturami jsou v současné době Moody's, Standard & Poor's a Fitch Ratings, které jsou označovány jako "velká trojka".

### **Moody's**

Moody's Investors Service vznikla jako první ratingová agentura na světě v roce 1914 a v současnosti je dceřinou společností Moody's Corporation. Moody's Investors Service je vedoucím poskytovatelem kreditních ratingů, výzkumů a analýz zahrnujících úvěrové nástroje, smlouvy a cenné papíry na globálních světových trzích. Odhadovaný podíl agentury Moody's Investors Service na celosvětovém trhu ratingu činí 40 %.

### **Standard & Poor's**

Standard & Poor's Rating Services poskytuje rating od roku 1916. Od roku 1966 je společnost Standard & Poor's součástí McGraw-Hill Inc. Kromě velkého spektra ratingů nabízí další, s hodnocením subjektů, související služby, např. různé studie a analýzy, statistické údaje a vzdělávací služby. Její divize Risk Solutions nabízí zejména služby bankám v oblasti budování interních ratingových systémů a v oblasti řízení úvěrového rizika. Podíl společnosti Standard & Poor's na celosvětovém trhu ratingu se odhaduje taktéž na 40 %.

### **Fitch Rating**

Fitch Ratings založil John Knowles Fitch v New Yorku v r. 1913 jako Fitch Publishing Company. V roce 1997 Fitch fúzovala s agenturou IBCA Limited, což zvýšilo pokrytí ratingy zejména u bank, finančních institucí a států. Fúze ji přivedla do vlastnictví holdingové společnosti Fimalac S.A. Firma dále převzala další ratingové agentury Duff & Phelps Credit Rating Co. v roce 2000 a Thomson BankWatch v roce 2001. V současnosti má dvě ředitelství, v New Yorku a v Londýně, a dceřinou společnost ve Francii a její podíl na trhu se odhaduje na 16 %.

### **2.1.4 Ratingové agentury v ČR**

V České republice byla jako první lokální ratingová agentura založena 14. ledna 1998 CRA Rating Agency, a. s., která se zabývá nezávislým hodnocením hospodářské bonity a stability podniků, měst a finančních institucí. V roce 2000 se stala šestou agikalcí světové ratingové agentury Moody's Investors Service ve světě a jedinou ve střední Evropě.

CRA Rating Agency, a. s. nabízí čtyři přínosné produkty mezi které se řadí CRA rating, který je mezinárodně kompatibilní komplexní hodnocení pro průmyslové podniky, finanční instituce a města, dále pak Czech Sector Awards (odvětvový investiční index podniků), CRA Fond Scoring (hvězdičkové hodnocení otevřených podílových fondů na bázi jejich relativního porovnávání) a CRA Rating obligací obchodovaných na hlavním a vedlejším trhu BCPP a BCPB.

V roce 1998 byla založena Duff & Phelps CZ, a. s. jako pražské zastoupení mezinárodní ratingové agentury DCR Duff & Phelps Credit Rating Co. Daná agentura výhradně působila v oblasti úvěrového ratingu a nabízela tzv. lokální rating zohledňující potřeby domácích investorů a bank. Po celosvětovém sloučení Duff & Phelps došlo k uzavření dané pobočky s tím, že skupina Fitch dokoupila podíl v polské CERA a přejmenovala na Fitch Polska.

## **2.2 Finanční analýza**

V úvodu dané kapitoly bude charakterizována finanční analýza. Podstatou dané kapitoly bude popis jednotlivých poměrových ukazatelů a modelů souhrnného hodnocení finanční úrovně. Základním zdrojem literatury pro tvorbu dané kapitoly je Dluhošová, D. (2006), Grünwald, R., Holečková, J. (2002) a Růžicková, P. (2008).

### **2.2.1 Předmět finanční analýzy**

Finanční analýza představuje významnou součást komplexu finančního řízení podniku. Její úlohou je zhodnotit celkovou finanční situaci podniku a formulovat doporučení pro jeho další vývoj. Hlavním úkolem finanční analýzy je pokud možno komplexně zhodnotit úroveň současné finanční situace podniku, posoudit vyhlídky na finanční situaci podniku v budoucnosti a připravit opatření ke zlepšení ekonomické situace podniku, zajištění další prosperity podniku, k přípravě a zkvalitnění rozhodovacích procesů.

Informace, týkající se finančního stavu podniku, jsou předmětem zájmu nejen manažerů, ale i mnoha dalších subjektů, které přicházejí do kontaktu s daným podnikem. Můžeme je rozdělit na uživatele externí a uživatele interní. Mezi uživatele externí patří

investoři, banky a jiní věřitelé, stát a jeho orgány, obchodní partneři (zákazníci a dodavatelé), manažeři a konkurence. K interním uživatelům patří manažeři, odboráři a zaměstnanci.

Základním zdrojem informací pro finanční analýzu jsou účetní výkazy (rozvaha, VZZ, výkaz o CF), dále pak příloha k účetní závěrce, výroční zprávy a řada dalších.

Metody používané ve finančních analýzách lze členit různě. Lze je členit na metody deterministické a matematicko-statistické. Deterministické modely se používají pro analýzu vývoje a odchylek pro menší počet období a jsou standardními nástroji pro běžné finanční analýzy v podniku. Mezi deterministické metody řadíme analýzu poměrovou, analýzu horizontální a vertikální, analýzu soustav ukazatelů a analýzu citlivosti.

Matematicko-statistické metody (např. regresivní analýza, diskriminační analýza, analýza rozptylu, testování statistických hypotéz) vycházejí z údajů delších časových řad, slouží k posouzení determinantů a faktorů vývoje a k určení kauzálních závislostí a vazeb.

### **2.2.2 Klasifikace poměrových finančních ukazatelů**

Základní rozborové techniky zahrnují metody založené na práci se zjištěnými údaji obsaženými v účetních výkazech a s údaji z nich odvozenými. Podle toho se dělí na dvě skupiny, budeme-li analyzovat přímo položky účetních výkazů hovoříme o metodě absolutní, v případě jejich poměrů hovoříme o metodě relativní.

Nejvíce používaným nástrojem finanční analýzy je poměrová analýza, v rámci které jsou systematicky analyzovány soustavy vybraných poměrových ukazatelů. Postupem času se vyvinulo značné množství poměrových ukazatelů. V některých případech je navrženo i několik různých ukazatelů pro hodnocení stejné charakteristiky finanční situace. Hlavní důraz je kladen na vypovídací schopnost poměrových ukazatelů, na vzájemné vazby, způsob interpretace a jaký význam je jim přisuzován pro posouzení ekonomické situace podniku.

Základními oblastmi jsou ukazatele finanční stability a zadluženosti, ukazatele rentability a likvidity, ukazatele aktivity a ukazatele s využitím údajů kapitálového trhu.

#### **A. Ukazatele stability a zadluženosti**

Finanční stabilita podniku je charakterizována strukturou zdrojů financování. Ukazatele zadluženosti vyjadřují vztah mezi vlastními a cizími zdroji. Použití cizích zdrojů ovlivňuje výnos akcionářů a rovněž riziko.

Ukazatel celkové zadluženosti vyjadřuje podíl celkových závazků k celkovým aktivům a měří podíl věřitelů na celkovém kapitálu, ze kterého je financován majetek firmy. Vysoká hodnota ukazatele představuje vyšší riziko věřitelů a je pozitivní jeho klesající trend.

$$Ukazatel\ celkové\ zadluženosti = \frac{cizí\ kapitál}{aktiva\ celkem} \quad (2.1)$$

Podíl vlastního kapitálu na aktivech (Equity Ratio) se vypočítá jako podíl vlastního kapitálu na celkových aktivech. Daný ukazatel udává do jaké míry je podnik schopen krýt své prostředky vlastními zdroji a jaká je finanční stabilita podniku. Pozitivní je jeho rostoucí hodnota, která znamená upevňování finanční stability.

$$Equity\ Ratio = \frac{vlastní\ kapitál}{aktiva\ celkem} \quad (2.2)$$

Ukazatel zadluženosti vlastního kapitálu (Debt/Equity Ratio). U stabilních společností by se měl pohybovat v pásmu od 80 % do 120 %.

$$Debt / Equity\ Ratio = \frac{cizí\ kapitál}{vlastní\ kapitál} \quad (2.3)$$

Stupeň krytí stálých aktiv poměřuje dlouhodobý kapitál ke stálým aktivům a měl by dosahovat alespoň hodnoty 100 %, tj. veškerá aktiva by měla být kryta dlouhodobými zdroji. Dlouhodobý kapitál je tvořen dlouhodobými závazky a vlastním kapitálem.

$$Stupeň\ krytí\ stálých\ aktiv = \frac{dlouhodobý\ kapitál}{stálá\ aktiva} \quad (2.4)$$

Ukazatel krátkodobé (běžné) zadluženosti dává do poměru krátkodobé závazky k celkovým aktivům.

$$Ukazatel\ krátkodobé\ zadluženosti = \frac{krátkodobé\ závazky}{aktiva\ celkem} \quad (2.5)$$

## **B. Ukazatele rentability**

Ukazatele rentability poměřují konečný efekt (zisk) dosažený podnikáním k určitému vstupu firmy, jehož bylo užito k jeho dosažení (majetku, kapitálu, tržbám). Rentabilita je měřítkem schopnosti firmy dosáhnout zisku použitím investovaného kapitálu.

V rámci ukazatelů rentability se používají různé druhy zisku:

- *EAT* (Earnings After Taxes) - čistý zisk po zdanění
- *EBT* (Earnings before taxes) - zisk před zdaněním
- *EBIT* (Earnings before interest and taxes) - zisk před daněmi a úroky

Rentabilita aktiv ( $ROA_1$ ) poměřuje zisk s celkovými aktivy investovanými do podnikání bez ohledu na to, z jakých zdrojů jsou financovány. Daný ukazatel se používá zejména pro mezipodniková srovnání.

$$ROA_1 = \frac{EBIT}{aktiva} \quad (2.6)$$

Ukazatel rentability aktiv ( $ROA_2$ ) může mít také následující podobu, která vyjadřuje schopnost managementu využít celková aktiva ve prospěch vlastníků. Ukazatel je závislý na způsobu financování aktiv.

$$ROA_2 = \frac{EAT}{aktiva} \quad (2.7)$$

Rentabilita vlastního kapitálu ( $ROE$ ) vyjadřuje celkovou výnosnost vlastních zdrojů, tedy kolik zisku připadá na 1 Kč vlastního jmění. Vlastníci zjišťují, zda jejich kapitál přináší dostatečný výnos, zda se využívá s intenzitou odpovídající velikosti jejich investičního rizika.

$$ROE = \frac{EAT}{vlastní\ kapitál} \quad (2.8)$$

Ukazatel rentability tržeb ( $ROS$ ) určuje kolik zisku připadá na 1 Kč tržeb a vyjadřuje tak schopnost podniku dosahovat zisku při dané úrovni tržeb resp. výnosů.

$$ROS = \frac{EAT}{tržby} \quad (2.9)$$

### C. Ukazatele likvidity

Ukazatele likvidity charakterizují schopnost firmy dostát svým závazkům. Likvidita je nezbytnou podmínkou pro dlouhodobou existenci podniku. Pro jednotlivé ukazatele likvidity platí, že čím jsou hodnoty vyšší, tím je situace podniku v oblasti platební schopnosti lepší. Tyto hodnoty by ale neměly být příliš vysoké, protože by to znamenalo, že podnik má nadměrné množství oběžných aktiv, což vede k jejich malému zhodnocení, neboť oběžná aktiva neprodukují žádný zisk. Kromě poměrových ukazatelů likvidity se setkáváme také s tzv. rozdílovými ukazateli.

Ukazatel celkové likvidity je měřítkem solventnosti firmy v blízké budoucnosti. Udává kolikrát oběžná aktiva ( $OA$ ) pokrývají krátkodobé závazky, tzn. kolikrát je podnik schopen uspokojit své věřitele, když promění oběžná aktiva v daném okamžiku na hotovost. Hodnota tohoto ukazatele by se měla pohybovat v rozmezí od 1,5 do 2,5.

$$Celková\ likvidita = \frac{OA}{krátkodobé\ závazky} \quad (2.10)$$

Ukazatel pohodové likvidity bere v úvahu z oběžných aktiv, pouze pohotové prostředky, tj. oběžná aktiva snížená o zásoby. Optimální hodnota se pohybuje v rozmezí 1 - 1,5.

$$\text{Pohotov\'a likvidita} = \frac{OA - \text{zásoby}}{\text{krátkodobé závazky}} \quad (2.11)$$

Ukazatel okamžité likvidity měří schopnost firmy hradit právě splatné dluhy a vypočítá se jako poměr pohotových platebních prostředků a krátkodobých závazků. Hodnota okamžité likvidity by se měla pohybovat v rozmezí 0,9 - 1,1.

$$\text{Okamžitá likvidita} = \frac{OA - \text{zásoby} - \text{pohledávky}}{\text{krátkodobé závazky}} \quad (2.12)$$

$$\text{Okamžitá likvidita} = \frac{KFM}{\text{krátkodobé závazky}} \quad (2.13)$$

Čistý pracovní kapitál (ČPK) je rozdílový ukazatel mezi oběžnými aktivy a krátkodobými dluhy. Představuje částku volných peněžních prostředků, která zůstane podniku k dispozici po úhradě všech běžných závazků. Podstatou pracovního kapitálu je, že reprezentuje část oběžného majetku financovaného z dlouhodobého kapitálu. Každý podnik potřebuje tento čistý pracovní kapitál, aby byla zajištěna potřebná míra likvidity.

$$\text{ČPK} = \text{oběžná aktiva} - \text{krátkodobé závazky} \quad (2.14)$$

#### D. Ukazatele aktivity

Jejich rozbor slouží především k řízení aktiv. Měří celkovou rychlost obratu majetkových částí nebo rychlost obratu jejich jednotlivých složek a hodnotí tak vázanost kapitálu v určitých formách. Vyjadřují se buď jako doba obratu (inkasa) ve dnech nebo jako počet obrátek za rok nebo jako velikost tržeb dosažených za 1 rok na 1 Kč dané složky aktiv.

Obrat celkových aktiv nám říká, kolikrát se celková aktiva obrátí za rok nebo-li intenzitu využití celkového majetku. Čím vyšší je daný ukazatel, tím efektivněji podnik majetek využívá.

$$\text{Obrat celkových aktiv} = \frac{\text{tržby}}{\text{celková aktiva}} \quad (2.15)$$

Doba obratu závazků vyjadřuje počet dní, na které dodavatelé poskytli obchodní úvěr. Doba obratu závazků by měla být vyšší než doba obratu pohledávek. Doba obratu pohledávek udává jak dlouho jsou průměrně placeny faktury.

$$\text{Doba obratu závazků} = \frac{\text{závazky} * 360}{\text{tržby}} \quad (2.16)$$

$$\text{Doba obratu pohledávek} = \frac{\text{pohledávky} * 360}{\text{tržby}} \quad (2.17)$$

### **2.2.3 Souhrnné modely hodnocení finanční úrovně**

Pro hodnocení finanční pozice podniku se používají kromě jednotlivých skupin poměrových ukazatelů tzv. souhrnné indexy nebo souhrnné modely hodnocení finanční úrovně podniku. Jejich cílem je koncentrovat charakteristiky finanční pozice podniku do jednoho souhrnného komplexního čísla, které vyjadřuje úroveň finanční situace subjektu.

Příčinnou vzniku souhrnných modelů byla snaha včasného rozpoznání příčin nestability podniků, které mohou signalizovat úpadek podniku. Východiskem pro tvorbu těchto modelů je předpoklad, že několik let před úpadkem podniku dochází k určitým anomáliím a vývoji, který je charakteristický pro ohrožené podniky. Predikční modely lze rozdělit do dvou základních skupin. První skupinou jsou bankrotní modely, u kterých se hodnotí možnost úpadku. Druhou skupinou jsou ratingové modely, v rámci kterých se hodnotí možnost zhoršení finanční úrovně podniku.

Nevýhodou daných predikčních modelů je, že nezahrnují řadu nefinančních charakteristik, které mohou velmi významně ovlivnit finanční pozici podniku. Dané modely nemohou zcela nahradit finanční analýzu a jsou používány jako doplňkové metody poskytující ucelený obraz o celkové pozici podniku. Jednotlivé modely jsou uvedeny v následujících kapitolách.

#### **A. Bankrotní modely**

Cílem bankrotních modelů je informovat o tom, zda firmě hrozí v blízké budoucnosti bankrot a jsou především určeny pro věřitele, které zajímá schopnost podniku dostát svým závazkům. Bankrotní modely jsou jedním ze způsobů predikce finanční tísně firmy, přičemž dané predikce jsou založeny na jednorozměrných modelech či vícerozměrných modelech. V rámci jednorozměrných modelů je cílem nalézt jednoduchou charakteristiku, která umožní dobře rozlišit podniky ve finanční tísně a na ty ostatní. Naopak vícerozměrné modely jsou konstruovány v podobě modelů, které se skládají z více jednoduchých charakteristik, kterým jsou obvykle přiřazovány různé váhy. Charakteristiku základních bankrotních i bonitních modelů lze nalézt v Dluhošová, D. (2006).

Mezi základní bankrotní modely lze zařadit Altmanův model, Baevrův model, Taflerův model. Dále se mezi bankrotní modely řadí tzv. Index IN dle Inky a Ivana Neumarierových, který odráží zvláštnosti českých účetních výkazů a ekonomické situace v ČR. Pro účely diplomové práce je popsán Taflerův model.

Taflerův model založen na ukazatelích, které odrážejí klíčové charakteristiky platební neschopnosti. Základní tvar Taflerova modelu je následující:

$$Z_T = 0,53 \cdot X_1 + 0,13 \cdot X_2 + 0,18 \cdot X_3 + 0,16 \cdot X_4, \quad (2.18)$$

kde  $X_1$  je zisk před zdaněním/krátkodobé závazky,  $X_2$  je oběžná aktiva/celkové závazky,  $X_3$  je krátkodobé závazky/celková aktiva,  $X_4$  je finanční majetek/(provozní náklady-odpisy).

Je-li hodnota výsledku  $Z_T < 0$ , pak se firma nachází v rizikové oblasti a má svůj finanční profil podobný podnikům, které se již dříve dostaly do úpadku a indikuje vysokou pravděpodobnost finančních potíží. Je-li hodnota  $Z_T > 0$ , je firma platebně schopná a je velmi nepravděpodobné, že by se během jednoho roku měla dostat do úpadku.

Modifikovaná verze Tafflerova modelu je následující:

$$Z = 0,52 \cdot X_1 + 0,13 \cdot X_2 + 0,18 \cdot X_3 + 0,16 \cdot X_4 \quad (2.19)$$

kde  $X_1$  až  $X_3$  jsou stejné jako v předchozím modelu a  $X_4$  jsou tržby/celková aktiva. Je-li hodnota výsledku  $Z_T < 0,2$ , existuje zde velká pravděpodobnost bankrotu firmy. Hodnota výsledku  $Z_T > 0,3$ , pravděpodobnost bankrotu firmy je malá.

## B. Bonitní modely

Bonitní modely odpovídají na otázku, zda je podnik „zdravý“, či nikoliv. Dané modely jsou založeny na teoretických poznatcích a umožňují posuzovat firmy s větším souborem podnikatelských subjektů, resp. s oborovými výsledky. Bonitní modely se snaží bodovým hodnocením stanovit bonitu hodnoceného podniku a jsou závislé na kvalitě zpracování databáze poměrových ukazatelů v odvětvové skupině srovnávaných firem.

Mezi bonitní modely řadíme zejména Tamariho model, Kralickův Quick-test, Index bonity a Grünwaldův index bonity.

## 2.3 Popis vícerozměrných regresních modelů

V úvodu dané kapitoly je charakterizována podstata ekonometrické analýzy a její metodologický postup. Součástí dané kapitoly je popis klasického lineárního regresního modelu, diskriminační analýzy a logistické regrese.

Za základním zdroj literatury, která byla použita pro tvorbu této kapitoly, lze považovat: Cipra, T. (2008), Hušek, R. (1999), Meloun, M., Militký, J., Hill, M. (2005) a Kovařík a Kvapil (2006).



### **2.3.1 Předmět a metody ekonometrické analýzy**

Ekonometrii lze charakterizovat jako ekonomickou disciplínu zabývající se měřením ekonomických vztahů a závislostí. Vznik ekonometrie jako vědního oboru se datuje od roku 1930, kdy byla v USA založena Ekonometrická společnost – Econometric Society.

Ekonometrická analýza vychází ze spojení ekonomické teorie, matematiky, statistiky a informatiky za účelem vyhledávání, měření a empirického ověřování či testování především ekonomických, ale i jiných společenských jevů. Praktické ekonometrické úlohy zahrnují více či méně faktor nejistoty, který je v ekonometrické analýze obsažen ve formě tzv. náhodných složek, vyskytující se v řadě modelovaných ekonometrických vztahů.

Metodologie ekonometrické analýzy je založena na vícestupňové abstrakci, vycházející z teoretické kvalitativní analýzy zkoumaného ekonomického problému nebo systému, jejímž cílem je nejprve specifikace ekonomického modelu. Ekonomický model umožňuje a usnadňuje následnou matematickou a statistickou formalizaci. Při matematické specifikaci a transformaci ekonomického modelu jde o adekvátní vyjádření základní hypotézy s maximálním, avšak únosným stupněm zjednodušení, jehož výsledkem je deterministický ekonomicko-matematický model. Ekonometrický model vzniká zavedením náhodné (stochastické) složky do matematického modelu.

Po odhadu ekonometrického modelu je pomocí odpovídajících ekonometrických metod a technik provedena jeho verifikace. Konečnou implementační fází ekonometrické analýzy je praktické využití odhadnutého modelu pro účely analýzy zkoumaného problému či systému v období, za které jsou k dispozici statistická data, ale i v období předpovědi, tj. pro prognózování. Dále lze ekonometrii využívat jako nástroj ekonomického rozhodování na makro i mikroúrovni a v optimálním řízení.

#### **A. Specifikace ekonometrického modelu**

Konkrétní specifikace a formulace ekonometrického modelu je uměním i vědou a do značné míry záleží na schopnostech ekonometra spojit teoretické poznatky s informacemi o konkrétním problému nebo systému, který je předmětem kvantitativní analýzy. Specifikace ekonometrického modelu spočívá ve třech krocích. V prvním kroku dochází k určení a klasifikaci všech proměnných, zahrnutých do modelu v souladu s apriorní i výběrovou informací, získanou z ekonomické teorie a z dat. Druhý krok spočívá ve stanovení předpokládaných znamének a očekávaných hodnot odhadnutých parametrů modelu. Posledním krokem je volba matematického a analytického tvaru modelu, popř. jeho jednotlivých rovnic.

V rámci volby matematického tvaru rozlišujeme základní tři typy modelů:

- a) jednorovnicový model je charakterem stochastického regresního modelu, vyjadřuje závislost jedné vysvětlované proměnné na jedné nebo několika vysvětlujících proměnných a na náhodné složce,
- b) víceroovnicový model, jedná se o model zdánlivě nezávislých rovnic, z nichž se každá zkoumá odděleně a je také možné chápat celou soustavu jako vícerozměrný regresní model,
- c) simultánní model je tvořen soustavou vzájemně závislých stochastických i nestochastických rovnic.

## **B. Kvantifikace ekonometrického modelu**

Podstatu kvantifikace modelu tvoří odhad numerických hodnot jak parametrů modelu, tak náhodných složek. Kvantifikace začíná shromažďováním a úpravou statistických dat, které mohou mít i povahu kvantitativních statistických pozorování neexperimentálního charakteru např. pohlaví, stupeň dosažené kvalifikace. Existují ale postupy pomoci kterých lze měřit vliv takových faktorů, a to využitím umělých proměnných.

Statistická data mohou být různého druhu. Rozlišují se údaje časových řad, které poskytují numerické hodnoty proměnných v jednotlivých po sobě jdoucích obdobích (roky, čtvrtletí, měsíce) a údaje průřezových dat, které představují pozorování v jednom okamžiku pro několik subjektů, např. informace za různé regiony v daném období. Zvláštním druhem statistických údajů jsou panelová data, která jsou kombinací průřezové i časové analýzy.

Aplikací adekvátního postupu se provádí vlastní odhad parametrů stochastických rovnic modelu, přičemž rozlišujeme metody s omezenou informací (odhadují se jednotlivé rovnice zvlášť) nebo metody s úplnou informací (víceroovnicové systémy najednou jako celek). Při výběru odhadové techniky bereme v úvahu vlastnosti odhadů, náročnost jednotlivých způsobů odhadu, kvalitu a kvantitu dat, účel ekonometrického modelu, splnění předpokladů aplikace určité techniky odhadování a dostupnost realizace vybrané techniky.

## **C. Verifikace ekonometrického modelu**

Před aplikací na teoretické a praktické ekonomické problémy je nutné nejprve odhadnutý ekonometrický model verifikovat. Verifikaci celého modelu lze rozčlenit na statistickou verifikaci, ekonometrickou verifikaci a verifikaci ekonomickou.

Statistická verifikace slouží k zjištění statistické významnosti jednotlivých parametrů modelu, ekonometrického modelu jako celku a k testování platnosti apriorních hypotéz.

V rámci ekonometrické verifikace je ověřováno splnění podmínek a předpokladů potřebných pro aplikaci konkrétních ekonometrických metod, technik a testů. Zaměřuje se na analýzu náhodné (reziduální) složky, která dodává modelu stochastický charakter. Ekonometrická kritéria slouží k testování statistických testů, danými kritérii jsou např. testy autokorelace náhodných složek, kritéria stupně multikolinearity vysvětlujících proměnných.

Po ekonometrické verifikaci následuje ekonomická verifikace, v které je ověřován soulad mezi ekonomickými hypotézami sledující ekonomickou teorii a odhadnutým modelem. Dále pak zhodnocení míry shody napozorovaných dat s modelem či konzistenci s ekonomickou teorií a věcná interpretace jednotlivých odhadnutých koeficientů i modelu jako celku. V případě nevyhovujících znamének nebo hodnot odhadnutých parametrů nevyhovujícím výchozím ekonomickým předpokladům, je nutné model specifikovat odlišným způsobem, či přezkoumat reálnost teoretických východisek.

### **D. Výběr vysvětlujících proměnných**

V uplynulých letech byla navržena řada postupů a bylo doporučeno mnoho kritérií pro výběr optimální podmnožiny vysvětlujících proměnných. Většina metod vychází z hodnocení přírůstku teoretického součtu čtverců popř. z poklesu reziduálního součtu čtverců při přidání či vypuštění proměnné do/z regresní funkce.

Mezi nejčastěji využívané metody patří metoda postupné regrese (Stepwise regrese), která respektuje pořadí zařazování jednotlivých proměnných, protože na každém kroku zkoumá důsledky jiného pořadí zařazování.

Stepwise metoda nejdříve zařadí do modelu proměnné s nejvyšší hodnotou jednoduchého korelačního koeficientu při zvolené statistické významnosti  $\alpha$ . Dále pak metoda zjišťuje, která proměnná nejvíce zvyšuje teoretický součet čtverců a zda je toto zvýšení statisticky významné, pokud ano, pak je daná proměnná zařazena do regresní funkce. Prostřednictvím dílčích  $F$ -testů a  $t$ -testů se dále na zvolené hladině významnosti na každém kroku hodnotí možnost vyřazení dříve zařazených proměnných.

Metoda Stepwise kombinuje dvě metody, a to metodu Forward tzv. vzestupný výběr a metodu Backward tzv. sestupný výběr. Metoda Forward začíná s nulovým modelem a postupně zařazuje regresory, které mají největší korelační koeficient a jsou statisticky významné, přičemž hodnotí co možná nejlepší zlepšení vysvětlení závislé proměnné. Naproti tomu v rámci metody Backward jsou na počátku do modelu zařazeny všechny nezávislé proměnné a jednotlivé regresory jsou pak postupně z modelu eliminovány, pokud nejsou statisticky významné a nejméně přispívají k vysvětlení závislé proměnné.

### 2.3.2 Klasický lineární regresní model

Kvantifikovat parametry ekonometrického modelu umožňuje vícenásobná regresivní analýza. Klasický lineární regresní model (KLRM) je popsán následovně.

Za předpokladu stochastické lineární závislosti mezi vysvětlovanou proměnnou  $Y$  a  $k$  vysvětlujícími proměnnými  $X_1, X_2, \dots, X_k$  ve tvaru:

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + u, \quad (2.20)$$

kde  $u$  je náhodná složka.

V případě zahrnutí úroňové konstanty do modelu, lze specifikovat proměnnou  $X_1$  specifikovat jako zvláštní, umělou proměnnou, která nabývá ve všech pozorování hodnoty jedna a  $\beta_1$  je tzv. absolutní člen nebo úroňová konstanta, daný model lze psát jako:

$$Y = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + u, \quad (2.21)$$

Koeficienty regresní rovnice a parametry rozdělení náhodné složky v základním souboru jsou neznámé. Pro základní soubor, který obsahuje náhodný výběr  $n$  pozorování, z nichž každé obsahuje konkrétní hodnotu vysvětlované proměnné  $Y$  a množinu  $k$  hodnot vysvětlujících  $X_1, X_2, \dots, X_k$ , platí regresní vztah pro  $i$ -té pozorování

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (2.22)$$

Odhad regresní rovnice z výběru  $n$  pozorování pomocí výběrové regresní funkce

$$\hat{Y} = b_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k, \quad (2.23)$$

přičemž  $b_1, b_2, \dots, b_k$  jsou bodové odhady neznámých parametrů  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ .

Veličina  $\hat{Y}$  je vyrovnaná nebo predikovaná hodnota  $Y$ , takže její vyrovnané hodnoty pro jednotlivá pozorování lze psát jako

$$\hat{Y}_i = b_1 + b_2 X_{2i} + \dots + b_k X_{ki}, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (2.24)$$

Rozdíl mezi skutečnými hodnotami  $Y_i$  a vyrovnanými hodnotami  $\hat{Y}_i$ , tj.

$$Y_i - \hat{Y}_i = e_i, \quad i = 1, 2, \dots, n, \quad (2.25)$$

kde  $e_i$  je reziduum. Měřitelná rezidua lze tudíž chápat jako odhady neznámých náhodných složek  $u_i$ . Vzhledem k (2.24) platí

$$Y_i = \hat{Y}_i + e_i = b_1 + b_2 X_{2i} + \dots + b_k X_{ki} + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (2.26)$$

platí  $e_i \neq u_i$ , neboť reziduum je odchylka skutečných hodnot  $Y_i$  od vyrovnaných, zatímco náhodná složka je rozdíl mezi skutečnými hodnotami  $Y_i$  a jejich očekávanými nebo průměrnými hodnotami.

Pro zjednodušení odvození výsledků při odhadu a testování lineárního regresního modelu (KLM), vyjádříme  $n$  rovnic (2.26) pomocí maticového vyjádření

$$y = X\beta + u \quad (2.27)$$

nebo

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{21} & \dots & X_{k1} \\ 1 & X_{22} & \dots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{2n} & \dots & X_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix}, \quad (2.28)$$

kde  $y$  je sloupcový vektor  $n$  pozorování hodnot vysvětlované proměnné,  $X$  je matice  $n \times k$  pozorování vysvětlujících proměnných,  $u$  je sloupcový vektor  $n$  hodnot nepozorovatelné náhodné složky,  $\beta$  je sloupcový vektor  $k$  neznámých parametrů.

Rozdíl počtu pozorování  $n$  a počtu odhadovaných parametrů  $k$  je počet stupňů volnosti, přičemž musí platit  $n > k$ .

### A. Metoda nejmenších čtverců

V lineárním regresním modelu lze odhadnout vektor regresních koeficientů i stochastické parametry rozdělení náhodných složek v lineárním regresním modelu metodou řádných nebo klasických nejmenších čtverců za předpokladu splnění předpokladů KLRM.

Podstatou bodového odhadu je určit vhodnou funkci pozorování  $y$  při matici  $X$  pro získání co nejlepších odhadů neznámých parametrů modelu. Omezením se na lineární transformaci  $y$  pro bodovou lineární odhadovou funkci platí

$$b = A y, \quad (2.29)$$

přičemž  $b$  je sloupcový vektor odhadů  $\beta$  a  $A$  je matice typu  $k \times n$ .

Vycházíme-li při odhadu KLM (2.27) z MNČ pro bodovou odhadovou funkci platí

$$y = X\beta + e. \quad (2.30)$$

Kritériem volby pro bodovou odhadovou funkci  $\beta$  při použití MNČ je dosažení minima součtu čtverců reziduí, tzn. minimalizujeme kvadratickou formu

$$e^T e = (y - Xb)^T \cdot (y - Xb) = y^T y - 2b^T X^T + b^T X^T X b. \quad (2.31)$$

První parciální derivace soustavy (2.30) podle  $b^T$  a výsledek položen rovno nule, výsledek činí

$$\frac{\partial(e^T e)}{\partial b^T} = -2X^T y + 2X^T Xb = 0. \quad (2.32)$$

Řešením (2.31) této soustavy dospějeme k tzv. normální rovnici nejmenších čtverců

$$X^T Xb = X^T y, \quad (2.33)$$

takže při existenci  $(X^T X)^{-1}$  dostaneme bodovou odhadovou funkci  $b$  ve tvaru

$$b = (X^T X)^{-1} X^T y. \quad (2.34)$$

Odvození vlastností odhadu MNČ je možné v případě, že model splňuje určité předpoklady, které charakterizují KLRM. Mezi předpoklady KLRM patří:

- (P1):  $E(u_i) = 0$ , střední hodnota náhodné chyby  $u_i$  je nula pro všechna  $i$ ,
- (P2):  $\text{var}(u_i) = \sigma^2 < \infty$ , rozptyl náhodné chyby  $u_i$  je konstantní a nekonečný pro všechna  $i$ ,
- (P3):  $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$  pro  $i \neq j$ , reziduální složky jsou navzájem nekorelované pro všechna  $i \neq j$ ,
- (P4):  $\text{cov}(x_{ji}, u_j) = 0$ , regresory jsou ve stejném čase nebo pro stejnou průřezovou jednotku nekorelované s reziduální složkou pro všechna  $i$  a  $j$ ,
- (P4'):  $h(X) = k$ , nenáhodná matice  $X$  má lineárně nezávislé sloupce,
- (P5):  $u \sim N(0, \sigma^2)$  reziduální složky jsou normálně rozdělené pro všechna  $i$ .

### Nestrannost odhadu

Odhad je nestranný, jestliže jeho střední hodnota je rovna hodnotě odhadovaného parametru. Opakem je odhad vychýlený a nenulový rozdíl jeho střední hodnoty a odhadovaného parametru se nazývá vychýlený. V KLRM je nestranný odhad parametrů  $\beta$

$$E(b) = \beta. \quad (2.35)$$

### Konzistence odhadu

Odhad se nazývá konzistentní, jestliže při rostoucím rozsahu výběru  $T$  konverguje v pravděpodobnosti ke skutečné hodnotě odhadovaného parametru  $\beta_i$ , jestliže pro libovolně malou hodnotu  $\delta > 0$  platí

$$\lim_{T \rightarrow \infty} P(|b_i - \beta_i| > \delta) = 0. \quad (2.36)$$

## **Eficiencie odhadu**

Odhad se nazývá eficientní (vydatný) vůči jinému odhadu téhož parametru, jestliže má menší rozptyl. Pro odhad MNČ v KLRM je nejlepší nestranný lineární odhad parametrů  $\beta$  (tzv. Gausova-Markovova věta), tzn. že je současně lineární funkcí hodnot vysvětlované proměnné  $Y_1, Y_2, \dots, Y_i$ ; nestranným odhadem parametrů  $\beta$ ; eficientním odhadem vůči každému lineárnímu nestrannému odhadu parametrů  $\beta$ .

## **Asymptotické vlastnosti odhadu**

Bodová odhadová funkce  $b$  parametru  $\beta$  je asymptoticky nestranná, konverguje-li s rostoucím rozsahem výběru její vychýlení k nule, tzn. že platí

$$p \lim_{n \rightarrow \infty} E(b) = \beta, \quad (2.37)$$

neboli limita vychýlení odhadové funkce je v pravděpodobnosti nulová.

Bodová odhadová funkce  $b$  je konzistentní odhadovou funkcí  $\beta$ , je-li asymptoticky nestranná a s rostoucím rozsahem výběru její výběrové rozdělení degeneruje do podoby jednoho bodu shodného se skutečnou hodnotou odhadovaného parametru. Platí

$$p \lim_{n \rightarrow \infty} b = \beta \quad (2.38)$$

takže limita  $b$  je v pravděpodobnosti rovna  $\beta$ .

Asymptotická vydatnost odhadové funkce  $b$  znamená, že je konzistentní odhadovou funkcí  $\beta$ , přičemž žádná jiná konzistentní odhadová funkce  $\beta$  nemá menší asymptotický rozptyl.

## **Koeficient determinace**

Po odhadu modelu lineární regrese se posuzuje, zda je skutečně kompatibilní s použitými daty a to za pomoci statistických testů, ale také na základě velikosti tzv. koeficientu determinace.

Koeficient determinace se definuje jako

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS} = \frac{ESS}{TSS}, \quad (2.39)$$

kde  $RSS$  je reziduální součet čtverců,  $TSS$  je úplný součet čtverců a  $ESS$  je vysvětlený součet čtverců.

Výpočet jednotlivých součtů čtverců

$$RSS = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2, \quad (2.40)$$

$$TSS = \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2, \quad (2.41)$$

$$ESS = \sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2. \quad (2.42)$$

Pro koeficient determinace platí

$$0 \leq R^2 \leq 1 \quad (2.43)$$

V extrémním případě, kdy všechna rezidua jsou nulová,  $RSS$  je roven nule, takže celkový součet čtverců je vysvětlen regresním modelem a  $R^2 = 1$ . Opačný extrém nastává, když všechny odhadnuté regresní koeficienty jsou nulové,  $RSS = TSS$ , takže z celkového součtu čtverců není vysvětleno regresí nic a  $R^2 = 0$ .

Pro porovnávání vysvětlovací schopnosti modelů, které se liší počtem pozorování nebo různými množinami vysvětlujících proměnných, se používá korigovaný koeficient vícenásobné determinace upravený počtem stupňů volnosti ve tvaru

$$\bar{R}^2 = R^2 - \frac{k-1}{n-k} (1 - R^2) = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k}. \quad (2.44)$$

Korigovaný koeficient  $\bar{R}^2 < R^2$ , kromě  $k = 1$  nebo  $R^2 = 1$ , pak  $\bar{R}^2 = R^2$ .

## B. Statistická verifikace

Statistická verifikace představuje posouzení statistické reálnosti parametrů i celého modelu, v rámci kterého se provádí tzv. testování hypotéz.

Pro posouzení statistické reálnosti parametrů se počítají standardní chyby parametrů a provádí se  $t$ -testy, kdy podíl odhadu parametru a standardní chyby je porovnáván s tabulkovými hodnotami a je určeno, zda je parametr významný či nevýznamný. Statistickou významnost modelu jako celku, měřenou koeficientem vícenásobné determinace, lze testovat pomocí  $F$ -testu porovnáním statistiky s tabulkovými hodnotami.

$T$ -test je test pro testování jednotlivých parametrů individuální regresní funkce a umožňuje testovat oprávněnost setrvání příslušné proměnné v regresním modelu. Výpočet  $t$ -statistiky je následující

$$t_j = \frac{b_j - \beta_j}{s_{b_j}}, \quad j = 1, 2, \dots, k, \quad (2.45)$$

kde  $s_{b_j}$  je výběrová směrodatná odchylka, která má Studentovo rozdělení  $t$  s  $n - k$  stupni volnosti. Testovací statistika je vhodná především pro malé výběry ( $n \leq 30$ ).



V ekonometrické analýze se často testuje hypotéza o nulovosti regresních parametrů:

$$H_0: \beta_j = 0, \quad (2.46)$$

$$H_A: \beta_j \neq 0. \quad (2.47)$$

pro které platí jako testovací statistika veličina

$$t_j = \frac{b_j}{s_{b_j}}, \quad j = 1, 2, \dots, k, \quad (2.48)$$

kdy při zvolené hladině významnosti  $\alpha$  platí

$$|t_j| > t_{1-\alpha/2}(n-k) \Rightarrow \text{zamítáme } H_0. \quad (2.49)$$

Statistickou významnost modelu jako celku, měřenou koeficientem vícenásobné determinace  $R^2$ , lze testovat pomocí  $F$  poměru

$$F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-k}{k-1}. \quad (2.50)$$

V rámci  $F$ -testu jsou testovány hypotézy:

$$H_0: \beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_j = 0, \quad (2.51)$$

$$H_A: \beta_j \neq 0 \text{ (alespoň jeden z koeficientů } \beta_j \text{ je simultánně nenulový)}. \quad (2.52)$$

Při zvolené hladině významnosti  $\alpha$  platí

$$F > F_\alpha(k-1, n-k) \Rightarrow \text{Zamítáme } H_0. \quad (2.53)$$

### C. Ekonometrická verifikace

V ekonometrické praxi dochází k porušování předpokladů pro KLRM. Z tohoto důvodu se odhadnutý ekonometrický model vhodnými testovacími či obdobnými technikami verifikuje, aby bylo možné určit, který z klasických požadavků a do jaké míry není dodržen. Daná kapitola bude zaměřena na teoretický popis testování heteroskedasticity, autokorelace a multikolinearity.

#### Heteroskedasticita

O heteroskedasticitě se mluví v případě porušení předpokladu homoskedasticity, která zahrnuje požadavek konečného a konstantního rozptylu náhodných složek i reziduí modelu

$$(P2): \quad \text{var}(u_i) = \sigma^2 < \infty.$$

Heteroskedasticita tedy znamená měnící se rozptyl náhodných složek a lze ji testovat na základě grafických metod vývoje čtverců reziduí nebo pomocí sofistikovaných testů. Mezi nejznámější sofistikované testy patří Whiteův test, Goldfeld-Quant test a Park test.

Whiteův test je jedním z nejpoužívanějších v ekonometrické praxi. Jeho úkolem je provést test homoskedasticity jako nulové hypotézy např. v modelu

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + u_i, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (2.54)$$

Whiteův test v tomto případě vytvoří pomocný model

$$\hat{u}_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot X_{1i} + \alpha_2 \cdot X_{2i} + \alpha_3 \cdot X_{1i}^2 + \alpha_4 \cdot X_{2i}^2 + \alpha_5 \cdot X_{1i} \cdot X_{2i} + \varepsilon_i, \quad (2.55)$$

který je lineární regresí čtverců MNC na konstantu, původní regresory, jejich čtverce a jejich součiny za předpokladu normálně rozdělené reziduální složky  $\varepsilon_i$ .

V rámci testu homoskedasticity jsou stanoveny hypotézy:

$H_0$ : rozptyl reziduí je konstantní (homoskedasticita),

$H_A$ : rozptyl reziduí není konstantní (heteroskedasticita).

Pro určení homoskedasticity lze použít  $\chi^2$  - test, v rámci kterého se nalezne koeficient determinace  $R^2$  z pomocného modelu a kritický obor  $H_0$  na hladině významnosti  $\alpha$  je

$$n \cdot R^2 \geq \chi_\alpha^2(df) \Rightarrow \text{Zamítáme } H_0. \quad (2.56)$$

Nejčastěji používané typy heteroskedasticity představují v ekonometrické analýze tyto funkční normy závislosti rozptylu na vysvětlujících proměnných v  $i$ -tém pozorování ( $i = 1, 2, \dots, n$ )

$$a) \sigma_i^2 = \sigma^2 \cdot X_i^2, \quad (2.57)$$

$$b) \sigma_i^2 = \sigma^2 \cdot X_i, \quad (2.58)$$

$$c) \sigma_i^2 = \sigma^2 \cdot [E(Y_i)]^2. \quad (2.59)$$

Při existenci heteroskedasticity dochází nejprve k přezkoumání původní specifikace ekonometrického modelu. Pokud heteroskedasticita není způsobena špatnou specifikací modelu, přistupuje se k transformaci modelu.

Obecný postup odstranění heteroskedasticity spočívá nejprve v nalezení konkrétní formy funkčního vztahu mezi měnícím se rozptylem  $\sigma_i^2$  a hodnotami příslušné vysvětlující proměnné např. je-li rozptyl v  $i$ -tém pozorování úměrný čtverci hodnot  $j$ -té vysvětlující proměnné

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 \cdot X_{ij}^2, \quad (2.60)$$

pak matice transformace  $T$ , kterou násobíme původní model (2.30), má následující tvar

$$T = \begin{bmatrix} 1/X_{j1} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1/X_{j2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1/X_{jn} \end{bmatrix}. \quad (2.61)$$

Po vynásobení původního modelu s maticí  $T$  bychom získali odhady parametrů modelu metodou zobecněných nejmenších čtverců. Úrovňovou konstantu představuje parametr  $\beta_j$  a nikoliv  $\beta_1$ , proto je transformovaný model vynásoben proměnnou  $X_j$ . Kdyby byly předem známy všechna  $\sigma_i^2$ , transformace původního modelu maticí  $T$  by spočívala ve vydělení všech pozorování jednotlivých proměnných směrodatnými odchylkami  $\sigma_i$  a tento způsob odhadu se nazývá metoda vážených nejmenších čtverců.

### Autokorelace

O autokorelaci či sériové korelaci náhodných složek hovoříme v případě, je-li náhodná složka modelu v libovolném období pozorování zkorelována s náhodnou složkou nebo s náhodnými složkami v předcházejících obdobích. Dochází tedy k porušení předpokladu nekorelovaných reziduí

$$(P4): \text{cov}(x_{ji}, u_j) = 0, \text{ pro } i \neq j.$$

Autokorelace je závislost mezi posloupností hodnot jedné proměnné uspořádané v čase nebo v prostoru. Nejčastějším předpokladem je autokorelace prvního řádu, v rámci které sériově zkorelované náhodné složky  $u_t$  jsou generovány stacionárním autoregresivním procesem prvního řádu a autokorelaci dvou po sobě následujících složek vektoru  $u$  lze popsat Markovským schématem

$$\hat{u}_t = \rho_1 \cdot \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (2.62)$$

kde  $|\rho| < 1$  je koeficient autokorelace 1. řádu. Pokud  $\rho > 0$  jedná se o pozitivní autokorelaci a pokud  $\rho < 0$  jedná se o negativní autokorelaci.

Jednou z metod pro určení autokorelace je využití grafů ACF a PACF, které vychází z vývoje standardizovaných reziduí. ACF (autokorelační funkce) vyjadřuje sériovou závislost o jedno nebo více zpoždění až do  $k$ -tého řádu a PACF (parciální autokorelační funkce), vyjadřuje sériovou závislost právě řádu  $k$ . V rámci daných grafů sledujeme vývoj standardizovaných reziduí v pásmu 95% konfidenčního intervalu (pro velká pozorování  $<-1.96; +1.96>$ ). Vedle grafických metod se pro určení autokorelace prvního řádu využívá tzv. Durbin-Watsonův test.

Durbinova-Watsonova ( $DW$ ) statistika je podíl součtu čtverců rozdílů sousedních reziduí a reziduálního součtu čtverců a je definována vztahem

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^n \hat{u}_t^2}, \quad (2.63)$$

v rámci kterého se testují hypotézy:

$H_0$ : rezidua mají zcela náhodný charakter tj. sériová nezávislost,

$H_A$ : rezidua nemají zcela náhodný charakter.

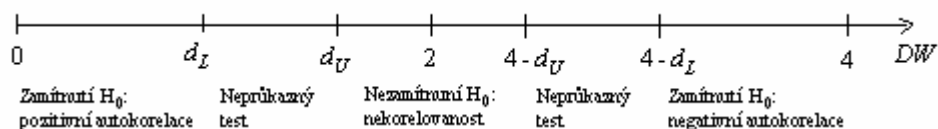
Využitím algebraických úprav lze odvodit aproximaci  $DW$  statistiky

$$DW \approx 2(1 - \hat{\rho}). \quad (2.64)$$

Hodnota  $DW$  nabývá hodnot v intervalu  $<0,4>$ , pokud  $DW \approx 2$  jsou sousední rezidua nekorelována, při hodnotě  $DW \approx 0$  jsou sousední rezidua extrémně pozitivně korelována a při hodnotě  $DW \approx 4$  jsou sousední rezidua extrémně negativně korelována.

$DW$  statistika má dvě kritické hodnoty  $d_L$  (dolní) a  $d_U$  (horní), které závisí na počtu pozorování  $T$ , na počtu regresorů  $k$  a hladině významnosti  $\alpha$ . Závěry, které lze učinit pro testovanou nulovou hypotézu  $H_0$ , jsou zahrnuty v Obr. 2.1.

**Obr. 2. 1** Kritické hodnoty  $DW$



*Zdroj: Cipra (2008)*

V případě významné autokorelace 1. řádu zkoumáme především správnost specifikace modelu, např. vynechání podstatné proměnné v modelu, kterou z důvodu eliminace autokorelace zahrneme do modelu. V případě špatné struktury časového zpoždění vysvětlujících proměnných je nezbytné zkoumat jinou strukturu zpoždění vysvětlujících proměnných. Je-li autokorelace vyvolána chybnou specifikací analytické formy modelu, změníme jeho funkční tvar. Poté co příčinnou sériové korelace 1. řádu nejsou specifikační chyby, akceptujeme hypotézu o skutečné sériové závislosti náhodných složek.

Mezi základní metody řešení autokorelovanosti reziduí patří Cochrane – Orcuttova metoda a Praisova – Winstenova metoda.

### Multikolinearita

Mezi vysvětlujícími proměnnými  $X_1, X_2, \dots, X_k$  existuje (téměř) dokonalý a statisticky významný lineární vztah. V rámci multikolinearity dochází k porušení předpokladu KLRM

(P4'):  $h(X) = k$ .

V důsledku multikolinearity dochází k porušení předpokladu lineární nezávislosti všech sloupců matice pozorování  $X$ , tzn. že vzniká perfektní kolinearita nebo multikolinearita, která způsobuje, že matice  $(X^T X)$  je singulární matice s determinantem  $|X^T X| = 0$ , takže neexistuje inverzní matice  $(X^T X)^{-1}$  a nelze stanovit odhadovou funkci MNČ.

Existuje celá řada postupů a technik k zjištění multikolinearity. Běžnou metodou je posuzování hodnot párových korelačních koeficientů vysvětlujících proměnných, kdy jsou hodnoty korelace v rozmezí  $-0,8$  až  $0,8$ . Kromě toho jsou navrženy statistické testy multikolinearity, např. test založený na výběrovém koeficientu vícenásobné korelace.

Významnost dílčích koeficientů determinace  $R_j^2$  lze ověřit pomocí statistiky  $F$

$$F = \frac{R_j^2}{1 - R_j^2} \cdot \frac{n - k + 1}{k - 2}, j = 1, 2, \dots, k, \quad (2.65)$$

je-li spočtená hodnota  $F_j$  větší než kritická hodnota  $F_j^*$  pro zvolenou hladinu významnosti, odmítneme nulovou hypotézu o úplné nezávislosti vysvětlujících proměnných.

Při větším počtu vysvětlujících proměnných je kritériem multikolinearity empirické pravidlo, v rámci kterého se multikolinearita vyskytuje, když

$$R^2 \leq R_j^2, j = 1, 2, \dots, k, \quad (2.66)$$

kde  $R^2$  je koeficient vícenásobné determinace odhadnutého modelu a  $R_j^2$  je čtverec dílčího koeficientu vícenásobné korelace, spočtený z regrese libovolné  $j$ -té vysvětlující proměnné na zbývajících  $k - 1$  nezávisle proměnných.

Mezi doporučované postupy pro modely s multikolinearitou patří ignorování multikolinearity, vynechání vysvětlujících proměnných způsobujících multikolinearitu, transformace některých vysvětlujících proměnných, rozšíření datového souboru, použití apriorní informace a použití metody hlavních komponent.

### 2.3.3 Diskriminační analýza

Diskriminační analýza je významnou metodou lineárního modelování a patří mezi klasifikační metody, které se zabývají hledáním struktury a vzájemných vazeb v objektech.

Klasická klasifikační diskriminační analýza byla vytvořena Ronaldem Fisherem v roce 1936 a patří mezi metody zkoumání vztahů mezi skupinou  $p$  nezávislých znaků, zvaných diskriminátory, tj. sloupců zdrojové matice na jedné straně a jednou kvalitativní (kategoriální) závislé proměnnou na straně druhé. Výstupem je v nejjednodušším případě binární proměnná

y, nabývající hodnotu 0 pro případ, že objekt je v první třídě, respektive hodnotu 1 pro případ, že objekt je ve druhé třídě. Účelem je nalézt predikční model umožňující zařadit nové objekty do tříd.

## **A. Cíle a předpoklady diskriminační analýzy**

Cíle objasňují povahu diskriminační analýzy, která určuje, zda existují statisticky významné rozdíly mezi profily průměrného skóre diskriminátorů pro dvě či více předem definovaných tříd, dále pak určuje, který z diskriminátorů se projevuje nejvíce v rozdílových profilech průměrného skóre dvou či více tříd. DA stanovuje postupy k zařazování objektů (jednotlivců, firem, výrobků, sloučenin atd.) do tříd, a to na základě jejich skóre v souboru diskriminantů a také stanoví počet a složení dimenzí diskriminace mezi třídami tvořenými ze souboru diskriminátorů.

Aplikace DA se týká několika problémů, jde zejména o volbu závislé proměnné a několika nezávislých znaků (diskriminátorů), o určení velikosti výběru k odhadu diskriminační funkce a o dělení výběru ke klasifikačním účelům.

Před užitím DA se musí zvolit znaky, které budou chápány jako nezávisle proměnné a které jako závisle proměnné. Závisle proměnná se zařazuje do tříd a jejich počet může být roven dvěma nebo ji lze rozdělit do několika tříd, přičemž jednotlivé třídy musí být vzájemně nepřekrývající a postačující, tzn. každý objekt může být umístěn pouze do jedné třídy.

Z důvodu účinné aplikace DA je třeba dodržovat předpoklad vícerozměrné normality diskriminátorů, protože data porušující daný předpoklad mohou způsobit problémy v odhadu diskriminační funkce. Dalším předpokladem je homogenita kovariačních matic, neboť nestejné kovariační matice mohou negativně ovlivnit klasifikační proces pomocí lineární DA. Klasická DA vychází z předpokladu, že všechny vztahy jsou lineárního charakteru a špatný dopad na klasifikační schopnost výsledků DA mají i odlehlé či extrémní hodnoty.

## **B. Diskriminační funkce**

Diskriminační funkcí se rozumí lineární kombinace vysvětlujících proměnných, která nejlépe separuje mezi třídami závislé proměnné. Obecný zápis  $k$ -té diskriminační funkce odpovídá rovnici

$$y_k = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_px_p, \quad (2.67)$$

kde  $b_i$  jsou koeficienty diskriminační funkce,  $k$  je počet tříd vysvětlující proměnné a  $p$  je počet predikátorů. Počet diskriminačních funkcí určuje menší z čísel  $p$  a  $(k-1)$ , přičemž jednotlivé diskriminační funkce nejsou na sobě závislé.

Diskriminační analýza je těsně spjata s vícenásobnou lineární regresní analýzou. Uvažujeme-li binární proměnnou jako nezávisle proměnnou a diskriminátory  $x_1, x_2, \dots, x_p$  jako nezávislé proměnné, dostaneme vícenásobný lineární regresní model. Pak umělá proměnná  $y = n_1/(n_1 + n_2)$  značí původ objektu z 1. třídy a  $y = n_2/(n_1 + n_2)$  značí, že objekt pochází ze třídy 2. Použitím vícerozměrné regresní analýzy jsou výsledné regresní koeficienty úměrné koeficientům diskriminační funkce  $a_1, a_2, \dots, a_p$ . Vícenásobný korelační koeficient  $R$  je ve vztahu k Mahalanobisově vzdálenosti  $D^2$  dán vztahem

$$D^2 = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{(n_1 + n_2) \cdot (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 \cdot n_2}. \quad (2.68)$$

Z vícenásobné regrese lze získat koeficienty diskriminační funkce a hodnotu Mahalanobisovy vzdálenosti  $D^2$ .

### C. Určení prahového bodu

Optimální prahový bod  $C$  se liší jednak v závislosti na velikosti výběru tříd a jednak v závislosti na shodné velikosti tříd. Prahový bod  $C$  pro stejné velikosti tříd se vypočte dle

$$C = \frac{\bar{Z}_1 + \bar{Z}_2}{2}, \quad (2.69)$$

jedná se o bod jenž udává stejné procento chyb obojího typu, čili pravděpodobnost chybného zařazení objektu ze třídy 1 do třídy 2 a naopak.

Pokud volba prahového bodu  $C$  poskytuje požadovaný poměr apriorních pravděpodobností  $\pi_1$  a  $\pi_2$ . Pro vícerozměrný normální model bude optimální volba prahového bodu  $C$  daná vztahem

$$C = \frac{\bar{Z}_1 + \bar{Z}_2}{2} + \ln \frac{\pi_1}{\pi_2}, \quad (2.70)$$

pokud bude  $\pi_1 = \pi_2 = 0,5$ , bude  $C$  rovno výrazu (2.69).

Prahový bod pro nesterétné rozsahy tříd, které jsou dostatečným reprezentantem poměrů v souboru, vážený průměr těžišť tříd poskytne optimální bod  $C$  pro diskriminační funkce

$$C = \frac{n_1 \bar{Z}_1 + n_2 \bar{Z}_2}{n_1 + n_2}, \quad (2.71)$$

kde  $n_1$  je počet prvků ve třídě 1,  $n_2$  je počet prvků ve třídě 2,  $\bar{Z}_1$  je těžiště třídy 1 a  $\bar{Z}_2$  je těžiště třídy 2.

## D. Hodnocení statistické významnosti diskriminátorů

Pro hodnocení statistické významnosti je k dispozici řada statistických kritérií, např. Wilkovo kritérium, Raovo  $V$  kritérium a Mahalobisova vzdálenost  $D_{1,2}^2$ . Cílem kritérií je zejména vyhodnocení hladiny významnosti  $\alpha$  a síly diskriminační funkce.

Wilkovo kritérium  $\lambda$  je kritériem míry těsnosti proložení. Dané kritérium je definováno jako poměr sumy čtverců rozdílů mezi třídami a celkového součtu čtverců

$$\lambda = \prod_{j=1}^m \frac{1}{1 + \lambda_j}, \quad k = 0, 1, \dots, m-1, \quad (2.72)$$

je-li  $\lambda \approx 1$  jsou všechny průměry dat ve třídách shodné, pokud  $\lambda \approx 0$ , pak většinu celkové variability lze přičíst rozdílům mezi průměry dat ve třídách.

Raovo  $V$  kritérium (Lawleyova-Hotellingova stopa) je definováno

$$V = (n - g) \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m w_{ij} \sum_{k=1}^g (\bar{x}_{ki} - \bar{x}_i)(\bar{x}_{jk} - \bar{x}_j), \quad (2.73)$$

kde  $n$  udává celkový počet objektů,  $g$  udává počet tříd,  $\bar{x}_{ki}$  je průměr  $i$ -tého diskriminátoru v  $k$ -té třídě,  $\bar{x}_i$  je průměr  $i$ -tého diskriminátoru pro všechny třídy kombinované a  $w_{ij}$  je prvek inverzní kovariační matice mezi třídami.

Pro vyčíslení statistiky významných diskriminačních funkcí lze posoudit těsnost proložení, přičemž se vyhodnocení týká čtyř úloh:

1. *Výpočet diskriminačního Z-skóre pro každý objekt.* Diskriminační Z-skóre se vyčíslí pomocí Fischerovy lineární diskriminační funkce pro  $k$ -tý objekt. Existují verze diskriminační funkce pro standardizované koeficienty, které jsou užitečnější k interpretačním účelům, tak pro nestandardizované koeficienty, které jsou násobky proměnných vyjádřených v původních jednotkách.

2. *Vyhodnocení rozdílů mezi jednotlivými třídami v diskriminačních Z-skóre.* Souhrnnou mírou rozdílů mezi jednotlivými třídami je porovnání těžiště třídy čili průměrného diskriminačního Z-skóre pro všechny objekty třídy. Rozdíly mezi těžišti jsou měřeny v jednotkách Mahalanobisovy vzdálenosti  $D^2$ .

3. *Přiřazení predikčních schopností tříd.* Vychází se ze skutečnosti, že každý objekt je správně klasifikován a je bráno v úvahu statistické a věcné odůvodnění pro sestavení klasifikačních matic (Tab. 2.1), určení prahového bodu a standardy při stanovení klasifikační správnosti.



**Tab. 2.1** Klasifikační matice

		Předpověděná hodnota		Celkem
		Pozitivní	Negativní	
Skutečná hodnota	Pozitivní	Počet správných pozitivních předpovědí A	Počet chybných negativních předpovědí C	Počet pozitivních případů A+C
	Negativní	Počet chybných pozitivních předpovědí B	Počet správných pozitivních předpovědí D	Počet negativních případů C+D
Celkem		Počet pozitivních předpovědí A+B	Počet negativních předpovědí A+D	Počet všech případů A+B+C+D

Zdroj: SPSS

4. *Měření predikční schopnosti, která se měří hit poměrem u každé klasifikační matice.* Nejprve se určuje podíl správně klasifikovaných pravděpodobností, dále pak kritérium poměrné pravděpodobnosti a statistické míry klasifikace spolehlivosti pomocí Pressova  $q$ -testačního kritéria

$$q = \frac{(n - n_s \cdot k)^2}{n(k - 1)}, \quad (2.74)$$

kde  $n$  je velikost výběru,  $n_s$  udává správně klasifikované objekty a  $k$  značí počet tříd.

Posledním krokem v rámci měření predikční schopnosti je diagnostika jednotlivých objektů, jehož cílem je identifikace chybně zařazených objektů a určení míry podobnosti objektů vůči zbytku objektů ve třídě. Dané ohodnocení lze provést pomocí Mahalanobisovy vzdálenosti mezi posuzovaným objektem a těžištěm třídy nebo prostřednictvím grafické analýzy definující vybočující objekty .

### 2.3.4 Logistická regrese

Logistická regrese byla navržena v 60. letech minulého století jako alternativní postup k metodě nejmenších čtverců pro případ, kdy vysvětlovanou proměnnou je binární proměnná a nejsou splněny předpoklady vícerozměrného normálního modelu. Výsledný model lze využít k budoucímu klasifikování, pokud jsou uživatelům dostupné pouze vysvětlující proměnné.

Logistickou regresí rozumíme takový model, kde nezávislá proměnná  $Y$  nabývá pouze dvou hodnot.

Tvar logistického modelu je následující

$$\hat{\pi}(x) = \frac{\exp(\alpha + \beta x)}{1 + \exp(\alpha + \beta x)}. \quad (2.75)$$

Regresní model s tzv. logitovou transformací má tvar

$$\ln C = \ln \left( \frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \right) = \alpha + \beta x, \quad (2.76)$$

kde pro  $x = 1$  platí  $\ln C = \alpha + \beta$  a pro  $x = 0$  je  $\ln C = \alpha$ .

Pravděpodobnostní funkce binomického rozdělení  $B(1, \pi(x))$  pro  $u_i$  je rovna

$$P(u_i) = \binom{1}{u_i} \pi(x_i)^{u_i} (1 - \pi(x_i))^{1-u_i}. \quad (2.77)$$

Věrohodnostní funkce jako sdružená pravděpodobnost je pak součinem a pro její logaritmus platí rovnice:

pro  $x = 1$

$$\ln L = a \ln \left[ \frac{\exp(\alpha + \beta x)}{1 + \exp(\alpha + \beta x)} \right] + c \ln \left[ \frac{\exp(\alpha + \beta x)}{1 + \exp(\alpha + \beta x)} \right], \quad (2.78)$$

a pro  $x = 0$

$$\ln L = a \ln \left[ \frac{\exp(\alpha)}{1 + \exp(\alpha)} \right] + c \ln \left[ \frac{\exp(\alpha)}{1 + \exp(\alpha)} \right]. \quad (2.79)$$

Logaritmus věrohodnostní funkce  $\ln L = \ln L_1 + \ln L_2$  a maximálně věrohodné odhady se určí ze dvou rovnic  $\frac{\partial \ln L}{\partial \alpha} = 0$  a  $\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = 0$ .

Logistický model, který představuje logistický regresní model, má tvar

$$\ln \left( \frac{L_{(1)}}{L_{(0)}} \right) = b_0 + b_1 x_1 + \dots + b_p x_p, \quad (2.80)$$

kde koeficienty  $b_i$  jsou interpretovány jako regresní koeficienty, které jsou vyjádřené v logaritmech. Pro logaritmus pravděpodobnostního poměru  $\ln(L_{(1)}/L_{(0)})$  se užívá logit. Kladné znaménko koeficientu  $b_i$  zvyšuje pravděpodobnosti  $L_{(1)}$  a záporné ji snižuje. Je-li  $b_i$  kladné, funkce  $\exp$  je větší než 1 a pravděpodobností poměr  $(L_{(1)}/L_{(0)})$  se bude zvyšovat a naopak. Je-li koeficient rovný nule vede funkce  $\exp(0)$  k hodnotě 1 čili k žádné změně pravděpodobnosti.

## A. Test významnosti regresních koeficientů

Logistická regrese umožňuje ověřit hypotézu, že regresní koeficient v logistickém regresním modelu se liší od nuly. Test významnosti každého regresního koeficientu je analogický jako u lineární regrese a lze použít Studentův  $t$ -test.

Pro velké výběry se užívá Waldovo testační kritérium

$$W_{a,i} = (b_i / s(b_i))^2. \quad (2.81)$$

Waldova statistika má  $\chi^2$  - rozdělení s 1 stupněm volnosti a představuje čtverec poměru odhadu regresního koeficientu a jeho směrodatné odchylky. Nedostatkem dané statistiky je odhad směrodatné odchylky, který je veliký, pokud je absolutní hodnota koeficientu velká. To má za následek příliš malou hodnotu testačního kritéria  $W_{a,i}$ , která vede k zamítnutí nulové hypotézy, že je regresní koeficient nulový.

## B. Parciální korelace

Příspěvek každé proměnné v modelu závisí na ostatních proměnných v logistickém modelu. Pro určení parciální korelace mezi závisle proměnnou a každou nezávisle proměnnou se využívá korelační koeficient  $R_i$ , který nabývá hodnot od -1 do 1. Kladné hodnoty naznačují, že když roste hodnota  $R_i$ , tak se zvyšuje pravděpodobnosti objektu v události  $L_{(1)}$  a záporné naopak. Regresní koeficient má následující tvar

$$R_i = \pm \sqrt{\frac{W_{a,i} - 2df}{-2 \ln L_{(0)}}}, \quad (2.82)$$

kde  $df$  je počet stupňů volnosti.

## C. Těsnost proložení logistickým modelem

Míru těsnosti navrženého modelu logistickým regresním modelem s daty představuje

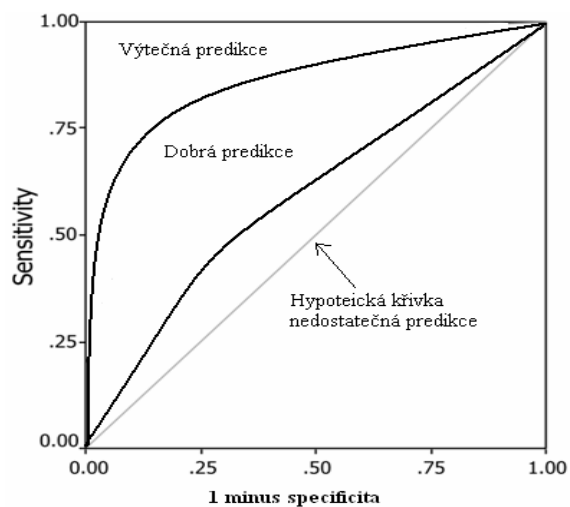
$$D = -2 \ln L_{(1)}. \quad (2.83)$$

Dobrý model vede k vysoké pravděpodobnosti objektů v události  $L_{(1)}$ , který poskytne velmi nízkou hodnotu  $-2 \ln L_{(1)}$  blízkou nule. Pokud je hodnota  $-2 \ln L_{(1)}$  rovna nule, je dosaženo perfektního rozložení.

## D. Kvalita vyhodnocení logistickou regresí

Pro určení kvality predikce zařazení objektů do jedné ze dvou tříd slouží graf prahové operační charakteristiky, tzv. ROC křivka. Daná křivka slouží k detekci signálu, i když signál nebylo vždy možné správně přijmout. Na ose  $y$  je uvedeno procento správně zařazených objektů nazvané pozitivní podíl nebo sensitivita a na ose  $x$  je procento nesprávně zařazených objektů nazvané falešný podíl nebo „1 minus specifická“.

**Obr. 2.1** ROC křivka



*Zdroj: Meloun, M. (2005)*

Horní křivka v Obr. 2.1 představuje dobrou predikci, neboť i pro malé hodnoty podílu nesprávně zařazených objektů lze získat vysoké procento správně zařazených objektů. Dolní hypotetická křivka téměř odpovídá nezávislosti závisle proměnné na predikátoru.

### 3 Charakteristika odvětví a podniků ve stavebnictví

V rámci dané kapitoly bude provedena charakteristika stavebnictví včetně multiplikačního efektu a organizační struktury. Dále bude popsán vývoj a struktura stavební produkce v letech 2003 - 2008 a dopad hospodářské krize na stavebnictví.

Součástí dané kapitoly bude také popis výběrového souboru stavebních firem, jejichž ekonomické ukazatele budou tvořit datovou základnu pro tvorbu modelů ratingu.

#### 3.1 Postavení stavebnictví v národním hospodářství ČR

Ve většině ekonomicky vyspělých zemích patří stavebnictví mezi nejvýznamnější národohospodářské odvětví. Obdobně je tomu i v ČR, kde má stavebnictví významný podíl na tvorbě přidané hodnoty a zaměstnanosti osob pracujících v civilním sektoru. Stavebnictví se v ČR podílí přibližně 6 - 7 % na tvorbě HDP a zaměstnává okolo 9 % osob pracujících v civilním sektoru. V současnosti je ve stavebnictví zaměstnáno více jak 400 tis. lidí. V Tab. 3.1 jsou uvedeny údaje o podílu stavebnictví na tvorbě HDP, počtu pracovníků ve stavebnictví a podíl stavebnictví na celkové zaměstnanosti.

Tab. 3.1 Ekonomické ukazatele

UKAZATEL	M.J	2003	2004	2005	2006	2007	2008
HDP v kupních cenách	mld. Kč.	2 577	2 814	2 984	3 216	3 552	3 706
Stavební práce ( b. c.)	mld. Kč.	346,8	394,3	422,7	463,1	511	536,6
Podíl stavebnictví na tvorbě HDP	%	6,7	6,3	6,1	6,7	6,4	6,4
Pracovníci ve stavebnictví celkem	tis. osob	439	440	457,5	438,9	457,2	463
Podíl na celkovém počtu prac. v NH	%	9,3	9,4	9,5	9,1	9,2	9,3

Zdroj: [www.mpostav.cz](http://www.mpostav.cz)

České stavebnictví je již plně privatizováno a realizované stavby dosahují a často i překračují evropské standardy. V řadě aktivit je stavebnictví v ČR na úrovni členských zemí Evropské unie. Stavebnictví také příznivě ovlivnil vstup naší ekonomiky do evropského prostoru. Na rozšíření potenciální kapacity domácího stavebního trhu má také výrazný vliv příliv zahraničního kapitálu. Otevřenost stavebního trhu tak vyvolává tlak na zvyšování konkurenceschopnosti tuzemských stavebních firem.

Stavebnictví má do značné míry národní a regionální charakter a je převážně národně soběstačné a značně diverzifikované. Je hlavním tvůrcem budov a staveb, které jsou jednou z hlavních součástí hrubého fixního kapitálu. Zejména v dlouhodobém horizontu je stavebnictví jedním z indikátorů ekonomického stavu. Intenzita stavební výroby je tedy považována za předstihový ukazatel vývoje HDP, který HDP předbíhá o cca půl roku.

Dalším charakteristickým rysem stavebnictví je vysoká míra mezipotřeby z hodnoty produkce, která se projevuje významnou závislostí velkého počtu odvětví zpracovatelského průmyslu a služeb na vývoji stavební produkce. Růst a pokles stavební produkce se přenáší do ostatních odvětví, které jsou dodavateli výrobků a služeb pro stavebnictví.

Stavebnictví je také významným spotřebitelem energií, materiálů a výrobků. Důsledkem jeho činností jsou i dopady na životní prostředí, a proto má pro toto odvětví mimořádný význam dodržování zásad udržitelného rozvoje. Stavební podniky si osvojily nejnovější technologie a disponují nejmodernějšími technikou.

Mezi silné stránky českých stavebních podniků patří schopnost provádět stavby nejvyšší technické náročnosti, kvality a obtížnosti, vysoká kvalita architektů a inženýrů s vysokoškolským vzděláním, relativně dobrá obecná vzdělanost a profesní tradice pracovníků všech kategorií, nižší mzdové náklady v porovnání s vyspělými ekonomikami a znalost podmínek domácího trhu, východoevropských trhů a trhů třetího světa.

Mezi slabé stránky českých stavebních podniků patří klesající počty kvalifikovaných řemeslníků a učňů, nedostatečná kvalita prací na drobných stavbách, absolutně i relativně velký počet drobných stavebních firem se srovnáním se zahraničím.

### **3.1.1 Multiplikační efekt ve stavebnictví**

Stavebnictví v ČR je v současnosti prakticky jediným odvětvím, prostřednictvím kterého může stát, v určité míře i regiony a obce, významněji ovlivňovat dynamiku společenské produkce a související zaměstnanost, a to prostřednictvím stavebních zakázek. Příčina podpory stavebnictví spočívá ve vysoké závislosti stavební spotřeby na tuzemských dodávkách a dosažení nejvyšších přímých multiplikačních účinků na celkovou domácí produkci ze všech odvětví.

Multiplikační účinky lze vyjádřit pomocí tzv. multiplikačního efektu, který ve stavebnictví v současnosti činí 3,2 až 3,5. Z toho vyplývá, že stavební investice ve výši 1 mil. Kč vytvoří v ekonomice 3,2 až 3,5 pracovních míst, přičemž jedno ve stavebnictví a 2,2 až 2,5 v ostatních oborech.

Mezi hlavní důsledky realizace veřejných stavebních zakázek pro stavebnictví lze zařadit vyšší impulz pro růst domácí produkce ve srovnání s ostatními obory a vyšší jistotu zaměstnanosti, která je v období krize důležitá. Základním globálním omezením v rámci rozhodování o protikrizových opatřeních státu je zvýšení rozpočtového deficitu. Ke zvýšení deficitu právě tak mohou vést nepřímé způsoby podpory dynamiky produkce, u kterých lze očekávat nižší konečný efekt a dosažení daného efektu není jisté.

Primární multiplikační efekty stavebních investic se projevují růstem nároků na počet pracovníků jak ve stavebnictví, tak i v dalších odvětvích průmyslu, dopravy, obchodu, servisů a oprav, projekce a jiných institucí a dalších aktivit, které jsou navázány na činnost ve stavebnictví a výstavbě. Mezi další primární účinky patří růst tržeb a výkonů ve stavebnictví a v navazujících odvětvích a dále také přínos a úspory finančních prostředků ve vztahu k státnímu rozpočtu, fondu zaměstnanosti, k sociálnímu a zdravotnímu pojištění apod.

Sekundární multiplikační efekty spočívají v napojení systému dálnic a rychlostních komunikací na panevropskou síť, ve zvýšení ekonomického rozvoje regionů, včetně možnosti směřování veřejných zdrojů do regionů nejvíce postižených krizí, v nárůstu tržeb a počtu pracovních příležitostí, resp. v nárůstech tržeb vyvolaných užíváním stavebního díla po dobu jeho životnosti (pohostinství, ubytování, obchody, servisy všeho druhu, zdravotní a sociální služby, doprava apod.) a v oblasti životního prostředí (snížení emisí, hluku, spotřeby PHM).

**Tab. 3.2 Přínosy a úspory multiplikačních efektů na 1 mil. Kč stavební produkce**

<b>Přínosy do:</b>	<b>Stavebnictví</b>	<b>Průmyslu</b>	<b>Ostatní činnosti</b>	<b>Celkem</b>
státního rozpočtu				
- zvýšení příjmů	88 864	56 813	21 606	167 283
- snížení výdajů	17 981	24 795	8 794	51 570
fondu zaměstnanosti				
- zvýšení příjmů	6 883	9 411	2 674	18 968
- snížení výdajů	28 707	39 585	9 073	96 333
sociální pojišťovny	58 127	88 880	22 577	169 584
zdravotní pojišťovny	25 813	35 291	10 026	71 130
<b>Zvýšení příjmů</b>	<b>179 687</b>	<b>190 395</b>	<b>56 883</b>	<b>426 965</b>
<b>Snížení výdajů</b>	<b>46 688</b>	<b>64 380</b>	<b>17 867</b>	<b>128 935</b>
<b>Celkem Kč</b>	<b>226 375</b>	<b>254 775</b>	<b>74 750</b>	<b>555 900</b>

*Zdroj: ÚRS PRAHA*

Z provedených kvantifikací přínosů a úspor v Tab. 3.2 vyplývá, že z každých 100 mil. Kč investovaných do stavebních investic, jsou přínosy a úspory do státního rozpočtu a dalších fondů cca 55,5 mil. Kč

### **3.1.2 Organizační struktura stavebních firem v ČR**

Stavební podnik je podnikatelský subjekt s převažující stavební činností. V rámci Odvětvové klasifikace ekonomických činností (OKEČ), která sloužila k odvětvové klasifikaci v ČR do roku 2008, bylo odvětví stavebnictví zařazeno v sekci F – Stavebnictví a podsekcí 45 – Stavebnictví. Od 1.1.2008 byla OKEČ nahrazena Klasifikací ekonomických činností (CZ-NACE), kde se stavebnictví nachází v sekci F – Stavebnictví a v podsekcí 41 až 43. Základní struktura dané sekce je uvedena v Tab. 3.3 a kompletní struktura je uvedena v Příloze 1.

**Tab. 3.3** Klasifikace sekce F dle CZ-NACE

		<b>SEKCE F - STAVEBNICTVÍ</b>
<b>41</b>		Výstavba budov
	<b>41.1</b>	Developerská činnost
	<b>41.2</b>	Výstavba bytových a nebytových budov
<b>42</b>		Inženýrské stavitelství
	<b>42.1</b>	Výstavba silnic a železnic
	<b>42.2</b>	Výstavba inženýrských sítí
	<b>42.9</b>	Výstavba ostatních staveb
<b>43</b>		Specializované stavební činnosti
	<b>43.1</b>	Demolice a příprava stavenišť
	<b>43.2</b>	Elektroinstalační, instalatérské a ostatní stavebně instalační práce
	<b>43.3</b>	Kompletační a dokončovací práce
	<b>43.9</b>	Ostatní specializované stavební činnosti

Zdroj: ČSÚ

Obdobně jako ve státech EU má dominantní postavení segment malých a středních podniků. Dále zde působí velké společnosti s tisíci a více zaměstnanci, které jsou většinou součástí zahraničních firem. Tyto společnosti mají progresivní výrobně ekonomickou úroveň a jsou generálními dodavateli velkých stavebních zakázek a pracují s četnými subdodavateli z řad malých a středních firem.

Na stavebním trhu v ČR působí více jak 100 tis. právnických a fyzických osob s hlavní činností stavebnictví. V Tab. 3.4 jsou uvedené údaje týkající se podniků s 20 a více zaměstnanci.

**Tab. 3.4** Počet podniků dle počtu zaměstnanců

UKAZATEL	Počet podniků podle počtu zaměstnanců					
	2003	2004	2005	2006	2007	2008
<b>25(20) - 99</b>	1971	2129	2208	2191	2153	2169
<b>100 -299</b>	223	223	226	236	235	222
<b>300 - 500</b>	30	27	38	28	28	27
<b>500 -999</b>	13	15	16	17	16	19
<b>1000 a více</b>	10	10	10	10	10	9
<b>celkem</b>	<b>2247</b>	<b>2404</b>	<b>2498</b>	<b>2482</b>	<b>2442</b>	<b>2446</b>

Zdroj: [www.mpostav.cz](http://www.mpostav.cz)

### 3.1.3 Stavební produkce dle jednotlivých krajů

Intenzita stavební produkce je v rámci jednotlivých krajů odlišná a je závislá na přírodních podmínkách, hustotě osídlení, množství peněz v systému, ekologických pohledech atd. Na regionální specifika také významně působí i zdroje financování regionů z fondů EU a příliv zahraničních investic do výrobních a obchodních prostředků, které vyvolávají potřebu výstavby nových výrobních hal, skladů, obchodů apod. Nepřímá souvislost existuje mezi dovozem samotných prostředků na investice a stavebnictvím. Příliv zahraničních peněz do české ekonomiky zlepšuje i podmínky pro rozvoj stavebnictví, neboť je pro ekonomiku důležité, aby stavebnictví vytvářelo podmínky pro její fungování.



V následující Tab. 3.5 je znázorněn vývoj počtu podniků působících v jednotlivých krajích<sup>1</sup>. Ve sledovaném období 2003 – 2008 má počet podniků převážně rostoucí trend. Největší nárůst byl zaznamenán v Jihomoravském kraji, Moravskoslezském kraji a Královéhradeckém kraji. Nejvýraznější úbytek působících podniků byl zaznamenán v Karlovarském kraji, Středočeském, Ústeckém kraji a v Praze i přes nárůst v letech 2004 a 2005.

Nejvíce firem působí v Praze a Středočeském kraji, a to přes 750 firem v každém kraji. Nejméně podniků působí v Karlovarském kraji, kde jejich počet dosahuje v roce 2008 pouhých 234 firem. Počet okresů, ve kterých firmy působí, závisí jak na specializaci firem a poptávce po stavebních pracích v regionech, tak na velikostních kategoriích firem.

**Tab. 3.5** Vývoj počtu podniků dle krajů

Kraj	HL. město Praha	Středočeský	Jihočeský	Plzeňský	Karlovarský	Ústecký	Liberecký	Královéhradecký	Pardubický	Vysočina	Jihomoravský	Olomoucký	Zlínský	Moravskoslezský
<b>2003</b>	818	771	402	382	247	452	269	330	345	339	542	389	314	446
<b>2004</b>	902	821	432	395	239	459	286	364	363	384	577	435	352	498
<b>2005</b>	894	808	451	389	296	472	327	413	414	388	617	460	382	495
<b>2006</b>	806	776	401	383	226	425	290	389	386	417	581	424	363	492
<b>2007</b>	784	771	387	397	222	444	301	362	369	377	588	407	356	498
<b>2008</b>	794	762	399	377	234	443	316	389	386	383	595	420	358	506

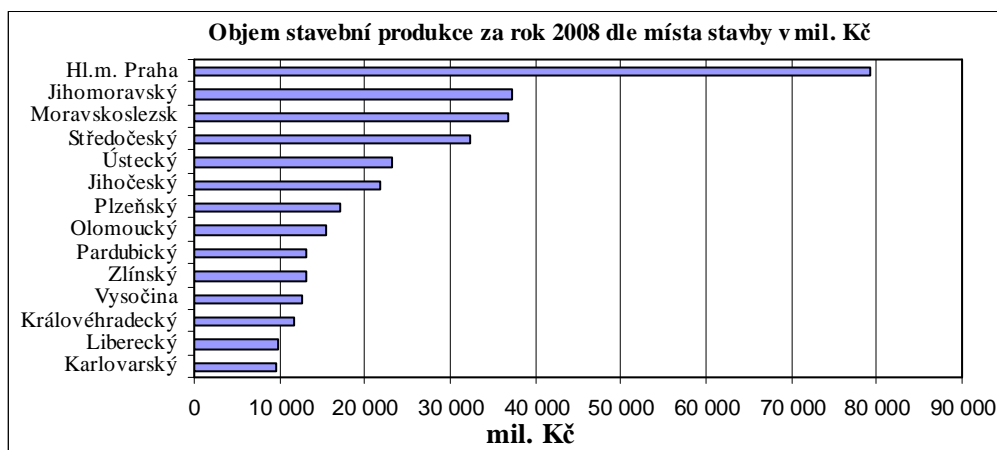
Zdroj: MPO ČR

V Grafu 3.1 je znázorněn objem stavebních prací v mil. Kč v jednotlivých krajích v roce 2008. Nejvyšší objem stavebních prací byl realizován v Praze ve výši 79 124 mil. Kč, a to zejména z důvodu značné koncentrace velkých firem a kapitálu na území hlavního města. Kromě toho je Praha jediným krajem s trvalým nárůstem objemu stavebních prací v běžných cenách. Za Prahou se z hlediska objemu stavebních prací umístily kraje Jihomoravský, Moravskoslezský a Středočeský, jejichž výše stavebních prací přesahuje 30 000 mil. Kč.

Nejnižšího objemu stavebních prací bylo dosaženo v kraji Libereckém a Karlovarském, s čímž koresponduje i nízký počet stavebních podniků působících v daných krajích.

<sup>1</sup> Počty podniků uváděné u jednotlivých krajů představují počty respondentů, kteří odevzdali výkaz Stav (MPO) 1–01, resp. 1–02). Počty podniků sice nepředstavují totální výčet všech stavebních firem v dané oblasti, ale pro vytvoření uceleného obrazu regionu a pro porovnání vývoje jsou tyto údaje dostačující.

**Graf 3.1** Objem stavební produkce za rok 2008 dle krajů v mil. Kč



Zdroj: MPO ČR

### 3.1.4 Struktura a vývoj stavebních prací v ČR

Stavební práce je definována jako celková hodnota vlastních výkonů ze stavební činnosti a přijatých poddodávek stavebních prací od jiných podniků provedených pouze v tuzemsku. Objem skutečně provedených prací se uvádí ve fakturovaných hodnotách (tj. bez ohledu na realizaci finanční úhrady) a bez daně z přidané hodnoty.

Stavební práce podle místa stavby<sup>2</sup>:

a) *stavební práce na nové výstavbě a na rekonstrukcích a modernizacích:*

- bytové budovy – do této kategorie patří bytové domy (určené k bydlení),
- nebytové budovy nevýrobní - všechny nebytové nevýrobní budovy, tj. budovy léčebné, školské, administrativní (vč. administrativních budov pro výrobní, zemědělské, obchodní a jiné podniky) aj.,
- nebytové budovy výrobní - všechny nebytové výrobní budovy (pro zemědělství, průmysl, obchod, dopravu a spoje ap.),
- inženýrské stavby - patří sem např. mosty, komunikace, podzemní stavby ap.,
- vodohospodářské stavby - např. hydromeliorace, hráze a nádrže na tocích, úpravy, toků a kanály,

b) *stavební práce na opravách a údržbě*

- patří sem stavební práce na stavebních dílech, které odstraňují jejich běžné opotřebení a dílčí závady, obnovují původní užité vlastnosti a zpravidla neprodlužují jejich životnost. Nepatří sem práce na vlastním dlouhodobém hmotném majetku zpravodajské jednotky,

<sup>2</sup> Zdroj: MPO

c) *ostatní stavební práce:*

- zahrnují veškeré stavební práce, které nelze zahrnout do prací na nové výstavbě, na rekonstrukcích a modernizacích a na opravách a údržbě. Jsou to např. stavební práce pro geologický průzkum, skryvkové práce prováděné dodavatelsky a financované z provozních prostředků, demolice, přírážka za inženýrskou činnost (pokud je součástí smlouvy o dodávce) aj.

V Tab. 3.6 je uvedena hodnota stavebních prací v mil. Kč v letech 2003 až 2008 ke konci 4. čtvrtletí. Podíl velikostních kategorií podniků na realizaci stavebních prací v jednotlivých směrech výstavby je uveden v Příloze 2.

**Tab. 3.6** *Stavební práce dle jednotlivých směrů výstavby v mil. Kč b.c.*

UKAZATEL v mil. Kč	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Nárůst „S“*	Podíl na „S“**
<b>Stavební práce celkem</b>	346 752	394 305	422 737	463 060	510 984	536 572	54,7%	-
<b>Nová výstavba, rekonstrukce a modernizace</b>	252 005	286 825	308 503	336 727	370 962	386 793	53,5%	72,1%
<b>Inženýrské stavby</b>	89 322	111 394	127 123	129 699	135 562	162 078	81,5%	30,2%
<b>Bytové budovy</b>	43 702	53 452	57 634	67 571	79 007	75 910	73,7%	14,1%
<b>Nebytové bud. nevýrobní</b>	40 780	53 037	52 526	63 613	62 287	61 065	49,7%	11,4%
<b>Nebytové bud. výrobní</b>	74 225	64 614	66 530	71 263	89 629	82 885	11,7%	15,4%
<b>Vodohospodářské stavby</b>	3 976	4 328	4 690	4 581	4 477	4 855	22,1%	0,9%
<b>Opravy a údržby</b>	87 481	97 852	103 295	113 478	123 343	133 510	52,6%	24,9%
<b>V zahraničí</b>	3 836	5 182	5 843	9 405	13 759	13 027	239,6%	2,4%

\*změna stavebních prací za období 2003 a 2008 v %

\*\*podíl jednotlivých směrů stavební výstavby na celkových stavebních pracích v %

Zdroj: ČSÚ

V roce 2008 se na celkové výstavbě z největší části podílí nová výstavba, rekonstrukce a modernizace ve výši 72,1 %, a z toho se podílí inženýrská výstavba ve výši 30,2 %, bytová výstavba ve výši 14,1 % a nebytová výstavba 26,8 %.

Na inženýrské výstavbě se ve sledovaném období 2003 až 2008 v největší míře podílely zejména střední a velké firmy. Firmy 500 a více zaměstnanci zaujímají v inženýrské výstavbě okolo 54,8 % z celkové hodnoty stavebních prací. Firmy s 50 až 499 zaměstnanci se podílely v průměru 25,5 % a firmy do 50 zaměstnanců v průměru 14,9 %.

Bytová výstavba se v průměru pohybuje ve výši 62,879 mld. Kč, přičemž výstavbu bytů realizují ve větší míře malé a střední firmy. Nejvíce se v letech 2003 až 2008 na bytové výstavbě podílely firmy s méně než 25 zaměstnanci v průměru 25,9 %. Nejmenší podíl na bytové výstavbě zaujímají firmy s 500 a více zaměstnanci ve výši 7,3 %.

V rámci výstavby nebytových nevýrobních budov zaujímají největší podíl zejména střední firmy. Firmy do 20 zaměstnanců realizovaly na nebytových nevýrobních budovách

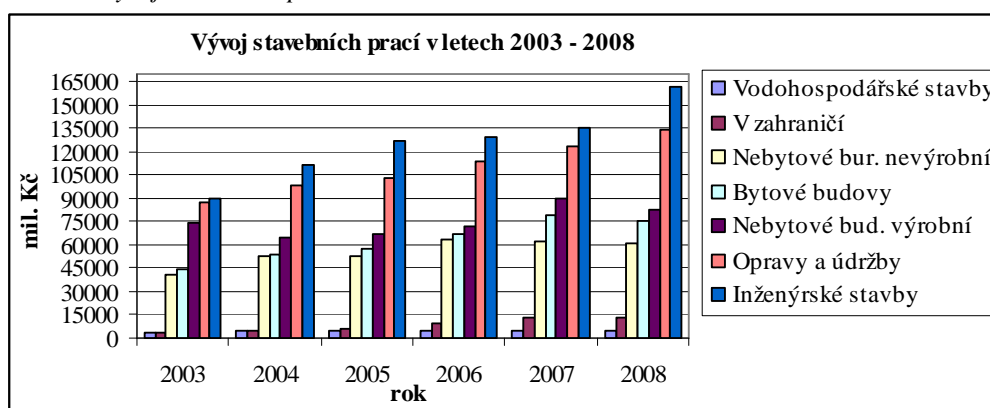
v letech 2003 až 2008 v průměru 19,3 %. Firmy s 20 až 499 zaměstnanci se podílely přibližně 23,7 %, firmy s 500 a více zaměstnanci okolo 15,4 %.

Průmyslová výstavba v rámci nebytových výrobních budov byla ve sledovaném období realizována zejména středními a velkými firmami. Za období 2003 až 2008 firmy do 24 zaměstnanců realizovaly v průměru 11,9 % z celkové hodnoty stavebních prací. Firmy s 25 až 499 zaměstnanci se podílely 14,5 %, firmy s 500 a více zaměstnanci okolo 14,8 %.

Další činností stavebních firem jsou opravy a údržba, která je realizována především malými firmami. Za sledované období realizovaly firmy do 24 zaměstnanců 23,7 %, firmy s 25 až 499 zaměstnanci realizovaly v průměru 12,3 % z celkové hodnoty stavební výroby. Firmy s 500 a více zaměstnanci se podílely v průměru 5,9 %.

V Grafu 3.2 je znázorněn růst stavební výroby v letech 2003 až 2008 a procentní změny stavebních prací za dané období jsou vyčísleny v Tab. 3.6. V letech 2006, 2007 a do třetího čtvrtletí roku 2008 dosahovalo stavebnictví svého vrcholu, jak z hlediska objemu celkové produkce, tak i z hlediska tempa růstu.

**Graf 3.2** Vývoj stavebních prací v letech 2003 – 2008 v mil. Kč



Zdroj: MPO ČR

Největší změna v objemu stavebních prací byla vykázána v zahraničí a to růst o 239,6 %, ale i přesto se stavební práce v zahraničí podílí na celkové stavební produkci v ČR pouhými 2 – 4 %.

V rámci tuzemské stavební produkce za sledované období 2003 až 2008 došlo k největšímu nárůstu o 81,5 % v inženýrské výstavbě a o 73,7 % ve výstavbě bytových budov. Za daným nárůstem stojí stoupající poptávka po větších a dražších bytech a po výstavbě rodinných domů, která je podporovaná nízko úročenými hypotečními úvěry, úvěry na stavební spoření či finanční podporu mladým manželům a růstem mezd. Hlavními stavebními centry jsou města Praha, Plzeň, Brno, ale také Mariánské a Františkovy Lázně

a Karlovy Vary. Výstavba inženýrských staveb je zejména ovlivněna výstavbou dálnic a rekonstrukcemi a modernizacemi železničních tratí včetně jejich uzlů.

### 3.1.5 Vliv hospodářské krize na stavebnictví

Hospodářská krize způsobená celosvětovou finanční krizí má v ekonomice ČR za následek pokles stavební poptávky ve veřejné i soukromé sféře. Je silně omezována jak bytová výstavba, tak i vlastní investiční výstavba firem zasažených krizí.

Projevy krize se ve stavebnictví začaly projevovat ve 4. čtvrtletí roku 2008 (viz Příloha 3), ve kterém došlo k úbytku zakázek na nové byty o víc než 27 % a o 44,7 % se snížila hodnota zakázek na nebytové výrobní budovy. Propad zaznamenaly hlavně náročnější stavby dopravní infrastruktury. Přesto za celý rok 2008 vzrostly nové stavební zakázky uzavřené o 17,4 % a jejich celková hodnota činila 309,4 mld. Kč.

**Tab. 3.7** Meziroční indexy stavební produkce

Rok	Stavební produkce	Pozemní stavitelství	Inženýrské stavitelství
	meziroční index	meziroční index	meziroční index
2008	100,0	96,5	109,9
2009	99,0	93,0	114,3

*Zdroj: ČSÚ*

V Tab. 3.7 jsou uvedeny meziroční indexy (stálé ceny) stavební produkce v letech 2008 a 2009. V roce 2009 stavební produkce klesla o 1 %. Krize zapříčinila zejména pokles u pozemního stavitelství (stavba rodinných domů, bytů, kanceláří) až o 7 %. Většímu poklesu stavební produkce bránil růst inženýrského stavitelství v oblasti zakázek na stavbu silnic a infrastrukturu, které rostlo o 14,3 %. V rámci bytové výstavby došlo ve čtvrtém kvartálu 2009 k meziročnímu poklesu rozestavěných bytů více než o pětinu. Obdobně se snížil i počet vydaných stavební povolení a objem stavebních zakázek, které se snížily o více než 35 %. Z důvodu rostoucího schodku státního rozpočtu dochází k redukcím státních rozpočtových výdajů a tím je i ohrožena oblast dopravních staveb. Vodohospodářské stavby, jako jsou kanalizace, vodovody, čistírny odpadních vod, by se měly udržet díky rozsáhlým finančním prostředkům z evropských fondů.

Průměrný evidenční počet zaměstnanců v podnicích s 50 a více zaměstnanci ve stavebnictví v 2009 meziročně poklesl o 1,7 %. Z výběrových šetření pracovních sil vyplývá, že do třetího čtvrtletí roku 2009 stavebnictví vykazuje stabilní růst zaměstnanosti a to také v malých podnicích. K výrazné redukci zaměstnanosti došlo až v posledním čtvrtletí 2009 a to o průměrných 0,9 %. V první řadě se propouštění dotklo zahraničních dělníků a brigádníků, až ke konci 3. čtvrtletí došlo k propouštění kmenových zaměstnanců. Celoroční pokles počtu zaměstnanců se snížil o 0,2 % a mzda vrostla o 5,5 % na 28 091 Kč.

Dle průzkumu agentury KPMG Česká republika a CEEC Research, která v pravidelných intervalech sleduje vývoj v oboru stavebnictví ve Střední a Východní Evropě, vyplývá, že výkonnost českého stavebnictvím poklesne v roce 2010 o 3 % a postupná stabilizace odvětví nastane až v roce 2011. Největším problémem stále zůstává nedostatečná poptávka a důsledkem předpokládaného poklesu stavebnictví v roce 2010 očekávají stavební společnosti pokles svých prodejů o 1,4 % a růst očekávají v roce 2011 ve výši 3,9 %.

V roce 2010 se také očekává pokles tržeb stavebních firem a to o 10 – 15 % ve srovnání s rokem 2009. Významným faktorem poklesu bude v rámci pozemního stavitelství dokončení velkých projektů zahájených před rokem 2009 a pomalejší rozjezd velkých projektů. V rámci dopravního stavitelství je rizikovým faktorem zejména financování staveb, na které jsou již uzavřeny smlouvy s počátkem zahájení v roce 2010.

Vedle hlavního problému nedostatečné poptávky se z počátku roku 2010 firmy potýkaly i s poklesem vytíženosti kapacit, ke kterému přispěl jak nedostatek zakázek, tak i minosezóna. Z důvodu převisu nabídky nad poptávkou investoři zvyšují tlak na snižování cen, které může vést ke zhoršení ekonomické situace některých firem a jejich balancování na hranici bankrotu nebo ke snižování kvality prací. Dále se stavební firmy potýkají s poklesem nasmlouvaných zakázek.

Negativní dopad na stavebnictví má také byrokracie tj. požadavky státu a úřadů, tvrdá konkurence a nedostatek prostředků k financování aktivit stavebních firem, a to zejména v důsledku omezené možnosti získání externích finančních zdrojů. Stavební firmy se také potýkají s platební neschopností svých partnerů, s problémy s legislativou či transparentností některých výběrových řízení.

Klíčovou prioritou pro stavební společnosti pro rok 2010 je zvýšení efektivity jejich fungování, dále pak optimalizace financování a nákupních procesů.

### **3.2 Charakteristika vybraných stavebních firem**

Pro tvorbu bankrotních modelů byl vytvořen výběrový soubor firem, který obsahuje 60 firem s činností ze sekce F – stavebnictví dle klasifikace CZ-NACE. Dané firmy vedle stavební činnosti vykonávají i činnosti pomocné (vedlejší), které slouží dané jednotce, avšak netvoří součást konečného produktu firmy. K daným činnostem lze zařadit účetnictví, přepravu, skladování, opravy a údržbu, apod.

Vzorek firem je tvořen 30 firmami, které mají uvedeno v Obchodním rejstříku u svého názvu „v likvidaci“, „v konkurzu“ či „v insolvenčním řízení“. Dále je vzorek tvořen 30 firmami, které jsou v dobré finanční situaci. Stav jednotlivých firem byl zjišťován k roku

2009 na základě údajů z Obchodního rejstříku a evidence úpadců. Seznam stavebních firem (název, sídlo, IČO) tvořící základ pro tvorbu bankrotních modelů je uveden v Příloze 4.

### 3.2.1 Stavební společnosti v insolvenčním řízení

Insolvenční řízení je dle Zákona č. 182/2006 Sb., o úpadku a způsobech jeho řešení (insolvenční zákon) definováno jako soudní řízení, jehož předmětem je dlužníkův úpadek nebo hrozící úpadek, tak aby došlo k uspořádání majetkových vztahů k dotčeným osobám a to k co nejvyššímu a zásadně poměrnému uspokojení dlužníkových věřitelů. Mezi způsoby řešení úpadku nebo hrozícího úpadku dlužníka je konkurs, reorganizace, oddlužení a zvláštní způsoby řešení úpadku, které stanoví insolvenční zákon pro určité subjekty nebo pro určité druhy případů.

Podnik se nachází v úpadku, pokud se stane neschopným hradit své splatné závazky peněžního charakteru nebo se předluží, tzn. že souhrn jeho splatných závazků převyšuje hodnotu majetku. Dále zákon rozlišuje tzv. hrozící úpadek, kterým je situace, při které lze předpokládat, že dlužník nebude schopen řádně a včas splnit podstatnou část svých peněžitých závazků. Insolvenční řízení je vždy zahájeno insolvenčním návrhem, který je oprávněn podat dlužník nebo věřitel, avšak jedná-li se o hrozící úpadek může daný návrh podat pouze dlužník.

V následující Tab. 3.8 jsou uvedeny firmy, se kterými bylo zahájeno insolvenční řízení, v rámci kterého je cílem zjistit existující či neexistující úpadek a rozhodnutí o řešení úpadku. V souboru firem je tedy 16 firem v insolvenčním řízení a jedinou firmou, se kterou bylo zahájeno insolvenční řízení ve stavu její likvidace je ZILVAR s.r.o. Firmy v následující tabulce jsou seřazeny dle celkových aktiv v tis. Kč z roku 2007.

**Tab. 3.8** *Stavební společnosti v insolvenčním řízení*

	Název firmy	CA (tis. Kč)		Název firmy	CA (tis. Kč)
1.	Kuchyňské interiéry - IQ, s.r.o.	619	9.	Artexa Praha ,s.r.o.	32 599
2.	Ferstav stavby s.r.o.	7 274	10.	I. ČESKÁ STAVEBNÍ PRAHA, s.r.o.	33 772
3.	POLYSTA BM s.r.o.	11 051	11.	S-A-S spol. s r.o.	42 895
4.	STAVEBNINY GLOBAL s.r.o.	20 377	12.	STAVEKO, s.r.o.	74 552
5.	ZILVAR s.r.o., v likvidaci	23 613	13.	STAVOKOMP, stavební a.s.	116 511
6.	Jihostav speciál spol. s r.o.	24 790	14.	Podziměk a synové s.r.o.	378 173
7.	BUTKOSTAV, s.r.o.	26 706	15.	CBPS s.r.o.	604 009
8.	Stavební technika plus, s.r.o.	32 206	16.	GEOSAN GROUP a.s.	4 653 948

### 3.2.2 Stavební společnosti v konkurzu

Konkurz dle §224 Zákona č. 182/2006 Sb. je způsob řešení úpadku spočívající v tom, že na základě rozhodnutí o prohlášení konkursu jsou zjištěné pohledávky věřitelů zásadně poměrně uspokojeny z výnosu zpeněžené majetkové podstaty s tím, že neuspokojené pohledávky nebo jejich části nezanikají, pokud daný zákon nestanoví jinak.

Majetkovou podstatou se rozumí majetek určený k uspokojení dlužnickových věřitelů a prohlášením konkursu přechází oprávnění disponovat s majetkem patřícím do konkurzní podstaty z dlužníka na správce konkurzní podstaty. Důležitou činností správce je provedení soupisu podstaty, neboť aby mohl být na podnik prohlášen konkurz, musí majetek podniku uhradit alespoň náklady spojené s konkurzem

V Tab. 3.9 jsou uvedené společnosti, které mají u svého názvu uvedeno „v konkurzu“. Stavební firmy jsou uspořádané dle celkových aktiv v tis. Kč v roce 2007. Údaje o tom, zda byl na firmu podán návrh na prohlášení konkursu, umožňuje dohledat systém CERD – Centrální registr dlužníků<sup>3</sup>.

**Tab. 3.9** *Stavební firmy v konkurzu*

	Název	CA v tis. Kč
1.	STAVEBNÍ PROFESE s.r.o.	13 338
2.	Stavební podnik Domažlice a. s.	32 832
3.	Stavební podnik Ralsko, a.s.	213 698
4.	ELMA - THERM spol. s r.o.	557 938

### 3.2.3 Stavební společnosti v likvidaci

Likvidací se rozumí zrušení subjektu bez právního nástupce až po zánik právnické osoby, tj. její výmaz z obchodního rejstříku. Společnost zahajuje likvidaci ke dni svého zrušení a veškerá odpovědnost dané společnosti je přednesena na likvidátora, který činí úkony směřující k likvidaci společnosti. Na rozdíl od konkursu je cílem likvidace úplné vypořádání majetkových a právních poměrů podniku a rozdělení likvidačního zůstatku mezi společníky. Základem právního rámce likvidací společností je Obchodní zákoník, Zákon č.513/1991 Sb. Likvidace začíná zejména z iniciativy zakladatelů společnosti či valné hromady a také i rozhodnutím soudu.

Tab. 3.10 obsahuje názvy stavebních firem v likvidaci, hodnoty celkových aktiv v tis. Kč z roku 2007 a důvod zahájení likvidace společnosti. Celkový datový soubor tedy

---

<sup>3</sup> Centrální registr dlužníků je informační systém, který umožňuje vyhledávat nesplacené závazky ekonomických subjektů registrovaných v České republice s napojením na registry v EU, USA a dalších zemích prostřednictvím mezinárodního Centrálního registru dlužníků CERD a jeho národních podsystémů BRKI a NRKI. Daný informační systém je dostupný na <http://www.centralniregistrdluzniku.cz/>.



obsahuje 8 stavebních společností, které mají u svého názvu uvedeno „v likvidaci“. Z daných firem je u 5 firem likvidace zahájena rozhodnutím valné hromady společnosti a u dvou firmem rozhodnutím jediného společníka. Pouze u jediné firmy z výběrového souboru je likvidace zahájena rozhodnutím krajského soudu.

**Tab. 3.10** *Stavební společnosti v likvidaci*

	Název	CA v tis. Kč	Důvod likvidace společnosti rozhodnutím
1.	Česká stavební a památková obnova Matas s.r.o.	378	jediného společníka
2.	PROTELITH Zlín s.r.o.	3 333	jediného společníka
3.	RRS EKOSTAV s.r.o.,	3 851	valné hromady společnosti
4.	Cihlářské závody Praha a.s.,	7 222	valné hromady společnosti
5.	GMS EKO s.r.o.	7 955	krajského soudu
6.	Montáže Příbram a.s.	24 132	valné hromady společnosti
7.	WESTAV, spol. s r.o.	45 865	valné hromady společnosti
8.	Stavební geologie, a.s.	102 605	valné hromady společnosti

### 3.2.4 Stavební společnosti v likvidaci a v konkurzu

Je-li společnost v likvidaci a je na ni prohlášen konkurz, likvidátor svou činnost přerušuje až do zrušení konkurzu. Dnem prohlášením konkurzu se z dlužníka stává úpadce a nemá právo disponovat s majetkem. Po skončení konkurzního řízení lze, zbyl-li majetek, v likvidaci pokračovat a likvidátor může začít uspokojovat pohledávky zbylé po konkurzu.

V Tab. 3.11 jsou uvedeny pouze 2 firmy v likvidaci, na které bylo prohlášeno konkurzní řízení a mají tedy u svého názvu uvedeno „v likvidaci“, „v konkurzu“. Dané firmy vstoupily do likvidace rozhodnutím valné hromady společnosti a prohlášením konkurzu byla likvidace společnosti přerušena.

**Tab. 3.11** *Společnosti v likvidaci a v konkurzu*

	Název	CA v tis. Kč	Důvod likvidace společnosti rozhodnutím
1.	AGS ASTRA, a. s.	96 249	valné hromady společnosti
2.	Stavební podnik Vyškov, a.s.	213 698	valné hromady společnosti

### 3.2.5 Stavební společnosti v dobré finanční situaci

Do výběrového vzorku společností bylo pro tvorbu bankrotních modelů zařazeno 30 firem, u kterých se předpokládá, že nejsou ohroženy bankrotem a jsou v dobré finanční situaci. Dané stavební firmy jsou uvedeny v Tab. 3.12 a jsou seřazeny dle velikosti celkových aktiv v tis. Kč dosažených v roce 2007.

Základním informačním zdrojem pro výběr daných podniků do souboru byla anketa MID – TOP STAV a TOP STAV, prostřednictvím které se zveřejňují informace

o progresivních firmách na českém stavebním trhu<sup>4</sup>. Stavební firmy jsou v rámci daných anket posuzovány dle ekonomických parametrů, mezi které patří objem tržeb, velikost čistého zisku, ukazatele rentability tržeb, rentability aktiv či počet zaměstnanců.

**Tab. 3.12** *Stavební firmy v dobré finanční situaci*

	Název firmy	CA (tis. Kč)		Název firmy	CA (tis. Kč)
1.	Stavitelství Delta Brno	3 498	16.	Inelsev s.r.o.	204 063
2.	Ing. Zdeněk Tomek - stavební firma	49 029	17.	Kepák, spol. s r.o.	214 729
3.	MODOS spol. S.r.o.	59 853	18.	Speciální stavby Most spol. s r.o	248 406
4.	DAV, a.s.	63 128	19.	AZ SANACE a.s.	253 795
5.	Stav consult, s.r.o.	82 934	20.	JHP spol.s r.o.	293 555
6.	SANGREEN, spol. s r.o.	84 974	21.	PKS INPOS a.s.	296 837
7.	Vodohospodářské stavby Javorník-CZ	96 249	22.	SaM silnice a mosty a.s.	297 486
8.	STAVOKOMPLET spol.s r.o.	113 283	23.	PŘEMYSL VESELÝ - STIČ	310 613
9.	KASTT, spol. s r.o.	131 319	24.	STRABAG konstrukce s.r.o.	337 133
10.	Průmstav Náchod s.r.o.	138 093	25.	HSF System a.s.	347 688
11.	I.Kamenická stavební a obchodní fa	144 753	26.	TOMI - REMONT a.s.	365 760
12.	KALÁB-stavební firma, spol. s r.o.	147 611	27.	Elektroline a.s.	385 032
13.	Froněk, spol. s r.o.	153 296	28.	BALTOM, s.r.o.	482 282
14.	SGJW Hradec Králové spol. s r.o.	167 784	29.	STREICHER, spol. s r.o. Plzeň	676 729
15.	KKS, spol. s r.o.	198 929	30.	FIRESTA-Fišer, rekonstrukce, st.	725 180

Daný vzorek je tvořen zejména středními a menšími firmami ve stavebnictví a to vzhledem ke srovnatelnosti s firmami ve finančních problémech a z hlediska jejich specifického postavení ve stavebnictví. Počet podnikatelských subjektů s počtem do 199 zaměstnanců přesahuje ve stavebnictví 99 % a na celkové zaměstnanosti ve stavebnictví se podílí okolo 89 %.

Střední a menší firmy jsou také významnými dodavateli stavebních prací v regionech své působnosti a efektivně tak dotvářejí komplexnost nabídky s velkými stavebními dodavateli, kteří finalizují zejména velké stavební zakázky. Dále dané stavební firmy mají úzký vztah k soukromým malým investorům a obyvatelstvu, pro které realizují drobnou výstavbu a opravy.

<sup>4</sup> Organizátory TOP anket jsou ÚRS Praha, a.s., Svaz podnikatelů ve stavebnictví v ČR a časopis Stavebnictví.

## 4 Stanovení modelů ratingu ve stavebnictví

Cílem této kapitoly je sestavení modelů ratingu pro odvětví stavebnictví reprezentovaného 60 stavebními firmami. Pro sestavení jednotlivých bankrotních modelů bude použita metoda klasické lineární regrese, diskriminační analýzy a logistické regrese.

Bankrotní modely budou odhadovány pro roky 2003 až 2007 s cílem určit, jak budou proměnné získané z finančních údajů v daném roce schopny predikovat bankrot a to v závislosti na době před bankrotem firmy. V rámci tvorby modelů bude dále v letech 2006 a 2007 provedena analýza nejen proměnných příslušného roku, ale také proměnných v letech předcházejících (do roku 2003) s cílem určit schopnost jednotlivých proměnných predikovat bankrot s určitým předstihem, proto dané modely obsahují časová zpoždění.

Výsledné modely získané prostřednictvím jednotlivých metod budou v závěru kapitoly porovnány jak z hlediska dosažených hodnot koeficientů determinace tak z hlediska úspěšnosti klasifikace. Následně bude určen nejvhodnější model pro predikci budoucího bankrotu firem, který bude aplikován pro odhad pravděpodobnosti bankrotu pro rok 2008 na souboru firem v dobré finanční situaci.

### 4.1 Návrh tvorby bankrotního modelu

Podstata tvorby bankrotního modelu spočívá ve formulaci závisle proměnné a nezávisle proměnných vstupujících do analýzy vícerozměrného modelu.

Při tvorbě bankrotního modelu se pro stanovení závisle (vysvětlované) proměnné vychází z Tafflerova bankrotního modelu. Jednotlivým firmám se přiřadí vysvětlovaná dichotomická proměnná  $ZT$ , která nabývá pouze hodnot 0 a 1. Jedná se tedy o binární proměnnou, v rámci které je hodnota 0 přiřazena firmám s dobrou finanční situací (nezbankrotovaných) a hodnota 1 přiřazena firmám ve finančních problémech (zbankrotovaných), platí  $ZT \in \{0,1\}$ .

Pro nalezení optimální podmnožiny vysvětlujících proměnných byla zvolena metoda postupné regrese tzv. Stepwise metoda, která jednotlivé vysvětlující proměnné eliminuje na významné ukazatele, které jsou zahrnuty do výstupních modelů. Obecný zápis funkční závislosti proměnných je definován

$$ZT_t = f(CZ_t; VKA_t, ZVK_t; SK_t; BZ_t; ROA_t; ROE_t; ROS_t; DOP_t; \\ DOZ_t; ODM_t; OOA_t; BL_t; OL_t; LNBS_t).$$

Statistické analýzy a výpočty jsou provedeny pomocí programu SPSS Statistics 17.0 a pomocné výpočty jsou provedeny v programu MS Excel.

## 4.2 Vstupní data

Zdrojem vstupních dat pro tvorbu modelů je výběrový soubor 60 stavebních firem, obsahující 30 firem dobrých a 30 firem v pravděpodobném úpadku. Vzorek daných firem byl charakterizován v předchozí kapitole 3.2. Datová základna byla získána z účetních výkazů (rozvahy, VZZ) jednotlivých firem, které tvořily součást účetních závěrek či výročních zpráv vždy ke konci sledovaného roku. Dané dokumenty jsou součástí sbírek listin v Obchodním rejstříku. Z časového hlediska bylo zahrnuto období 2003 až 2007.

Z údajů z daných výkazů bylo vypočteno 15 poměrových ukazatelů, které představují vstupní data pro tvorbu bankrotních modelů. Pro výpočet poměrových ukazatelů byl použit program MS Excel. Názvy ukazatelů, způsob jejich výpočtu a zkratky, které jsou používány ve všech výstupech, jsou uvedeny v Tab. 4.1. Pro zohlednění velikosti firmy byl soubor poměrových ukazatelů rozšířen o logaritmus bilanční sumy.

**Tab. 4.1** Seznam poměrových ukazatelů

	Ukazatel	Výpočet	Zkratky
<b>Ukazatelé zadluženosti</b>			
1.	Celková zadluženost	CK/A	CZ
2.	Vlastní kapitál na aktivech	VK/A	VKA
3.	Zadluženost vlastního kapitálu	CK/VK	ZVK
4.	Stupeň krytí stálých aktiv	(VK+DZ)/A	SK
5.	Běžná zadluženost	KZ/A	BZ
<b>Ukazatelé rentability</b>			
6.	Rentabilita aktiv	ČZ/A	ROA
7.	Rentabilita vlastního kapitálu	ČZ/VK	ROE
8.	Rentabilita tržeb (výkonů)	ČZ/V	ROS
<b>Ukazatelé aktivity</b>			
9.	Doba obratu pohledávek	Pohl/V*360	DOP
10.	Doba obratu závazků	Zav/V*360	DOZ
11.	Obrátka dlouhodobých aktiv	V/DM	ODM
12.	Obrátka oběžných aktiv	V/OA	OOA
<b>Ukazatelé likvidity</b>			
13.	Běžné likvidity	OA/KZ	BL
14.	Okamžité likvidity	KFM/KZ	OL
15.	<b>Logaritmus bilanční sumy</b>	ln(A)	LNBS

Z důvodu nedostupnosti odpovídajících údajů vykazovaných v účetních závěrkách se způsob výpočtu některých poměrových ukazatelů odlišuje od jejich teoretického popisu uvedeného v kapitole 2.2.2. Jedná se o položku tržby, která byla nahrazena položkou výkony.

### 4.3 Klasický lineární regresní model

Klasický lineární regresní model není vzhledem k použité binární proměnné příliš vhodný pro tvorbu bankrotního modelu. Daný model je použit z důvodu srovnání výsledků s ostatními modely. V rámci lineárního regresního modelu je provedena statistická verifikace, ekonometrická a následně ekonomická verifikace odhadnutého modelu.

Program SPSS nabízí v rámci lineární regresní analýzy (Analyze – Regression - Linear Regression) pět metod: Enter, Stepwise, Remove, Backward, Forward. V rámci Enter metody vstupují do analýzy všechny proměnné ve stejný čas, zatímco ostatní metody obsahují určitou formu postupné regrese, přičemž výstupy metody Backward a Forward jsou shodné. Pro tvorbu modelu byla použita metoda Stepwise, která odstraňuje nedostatek metody Forward, kterým je výběr proměnných ovlivněný proměnnými vstupujícími do regresní funkce. Výstup SPSS metody klasické lineární regrese je uveden v Příloze 5.

#### 4.3.1 Analýza roku 2003

Prostřednictvím metody Stepwise byl do modelu  $ZT_{03}$  z původních 15 ukazatelů zařazen jeden ukazatel a to logaritmus bilanční sumy. Výsledný model má následující tvar:

$$ZT_{03} = 1,602 - 0,103 \cdot LNBS_{03}.$$

##### Statistická verifikace

Testování statistické významnosti parametru  $LNBS$  bylo provedeno  $t$ -testem. Kritická hodnota ( $t_{krit}$ ) určená v programu MS Excel prostřednictvím statistické funkce  $TINV(0,05;58)$  činí 2,002, což je nižší hodnota než absolutní hodnota  $t_{vyp}$ , která je součástí Coefficients ve výstupu SPSS. Z testování individuální hypotézy daného parametru vyplývá, že parametr ukazatele  $LNBS$  je statisticky významný na 5% hladině významnosti.

Pro stanovení významnosti modelu jako celku byl použit  $F$ -test. Vypočítané  $F$  kritické ( $F_{krit}$ ) prostřednictvím funkce  $FINV(0,05;1;58)$  v programu MS Excel činí 4,007. Dle rozhodovacího pravidla je hodnota  $F$  vypočtená ( $F_{vyp} = 10,057$ ), je uvedena ve výstupu SPSS v tabulce ANOVA (Příloze 5), větší než kritická hodnota a model jako celek je statisticky významný na 5% hladině významnosti.

Kritériem pro míru shody odhadnutého lineárního modelu s empirickými daty se používá koeficient vícenásobné korelace  $R^2$  a činí 0,148. Daná hodnota znamená, že daný model je z pouhých 14,8 % vysvětlen ukazatelem  $LNBS$ .

### **Ekonometrická verifikace**

V rámci ekonometrické verifikace je testována autokorelace, multikolinearita a heteroskedasticita.

Z testování autokorelace prostřednictvím grafů ACF a PACF vycházejících z vývoje standardizovaných reziduí vyplývá, že se v daném modelu autokorelace nevyskytuje. Pro potvrzení dané hypotézy byl proveden Darbin-Watsonův test autokorelace. Tabelové hodnoty pro 60 pozorování, pro 5% hladinu významnosti a pro daný počet regresivních koeficientů včetně úrovně konstanty jsou uvedeny v Příloze 6. Empiricky zjištěná hodnota  $DW$  ve výši 1,713 se nachází v intervalu neprůkaznosti, avšak blíží se pásmu zamítnutí autokorelace a je rozhodnuto, že se v daném modelu autokorelace nevyskytuje.

Testování multikolinearity nemá smysl v modelu s jednou nezávisle proměnnou, protože multikolinearita představuje silnou závislost mezi vysvětlujícími proměnnými.

Testování heteroskedasticity prostřednictvím grafu vývoje čtverců reziduí k predikované vysvětlované proměnné vyplývá, že se dané hodnoty pohybují v pásmu  $<0;1,96^2>$ . Jsou zde ale viditelné systematické změny, které jsou způsobeny binární proměnnou, tzn. že se zde vyskytuje heteroskedasticita.

### **Ekonomická verifikace**

V rámci ekonomické verifikace je ověřován soulad mezi ekonomickými hypotézami sledující ekonomickou teorii a odhadnutým modelem. Odhadnutý model  $ZT_{03}$  zahrnuje pouze jeden statisticky významný ukazatel a to ukazatel vyjadřující velikost firmy. Záporný parametr ukazatele  $LNBS$  naznačuje, že s blížícím se úpadkem firmy se hodnota celkových aktiv snižuje. Model je tedy v souladu s teoretickými východisky a pokles  $LNBS$  predikuje bankrot firmy.

#### **4.3.2 Analýza roku 2004**

Do modelu  $ZT_{04}$  byl opět zařazen 1 ukazatel a jedná se opět o logaritmus bilanční sumy. Výsledný model má následující tvar:

$$ZT_{04} = 1,934 - 0,132 \cdot LNBS_{04}$$

### **Statistická verifikace**

Z testování statistické významnosti individuálních parametrů vyplývá, že koeficient u  $LNBS$  je statisticky významný na 5% hladině významnosti ( $t_{krit} = 2,002$ ). Model jako celek testovaný  $F$ -testem je také statisticky významný ( $F_{krit} = 4,007$ ).

Hodnota koeficientu vícenásobné korelace  $R^2$  činí 0,184, což je velice nízká hodnota a daný model je pouze z 18,4 % vysvětlen proměnnou  $LNBS$ .

#### **Ekonometrická verifikace**

Z grafů ACF a PACF vyplývá, že se v daném modelu autokorelace nevyskytuje. Vypočítaná hodnota  $DW$  je ve výši 1,777 a z  $DW$  testu vyplývá, že se daná hodnota nachází v intervalu zamítnutí autokorelace a není tedy porušen předpoklad nekorelovanosti reziduí.

Testování multikolinearity nemá smysl. Z grafického vyjádření vývoje čtverců reziduí k vysvětlované proměnné sloužícího k testování heteroskedasticity se 95 % daných hodnot pohybuje v pásmu  $<0;1,96^2>$  a jsou zde systematické změny, které jsou způsobeny binární proměnnou. Z toho vyplývá, že je potvrzen výskyt heteroskedasticity.

#### **Ekonomická verifikace**

V daném modelu je opět zařazen ukazatel  $LNBS$ , který je v souladu s ekonomickou teorií a na výsledný model má záporný vliv. S poklesem koeficientu ukazatele vyjadřující velikost firmy se tedy zvyšuje pravděpodobnost bankrotu.

### **4.3.3 Analýza roku 2005**

Z původních 15 ukazatelů byly v roce 2005 do modelu  $ZT_{05}$  zařazeny 3 ukazatele a to ukazatel rentability aktiv, okamžitá likvidita a logaritmus bilanční sumy. Výsledný model má následující tvar:

$$ZT_{05} = 1,981 - 0,862 \cdot ROA_{05} + 0,032 \cdot OL_{05} - 0,136 \cdot LNBS_{05}.$$

#### **Statistická verifikace**

Z  $t$ -testu vyplývá, že jsou jednotlivé parametry statisticky významné na 5% hladině významnosti ( $t_{krit} = 2,003$ ). Model jako celek testovaný  $F$ -testem je také statisticky významný na 5% hladině významnosti ( $F_{krit} = 2,769$ ).

Koeficient vícenásobné korelace  $R^2$  činí 0,381. Daná hodnota vyjadřuje, že je model  $ZT_{05}$  z 38,1 % vysvětlen proměnnými zařazenými do modelu. Hodnota  $R^2$  oproti předchozím modelům nadále roste.

#### **Ekonometrická verifikace**

Z grafického testování autokorelace prostřednictvím grafů ACF a PACF vyplývá, že se v daném modelu autokorelace nevyskytuje. Potvrzení poskytuje i provedený  $DW$  test, v rámci kterého hodnota  $DW$  pro daný model činí 1,876, tzn. že se nachází v pásmu, v němž je autokorelace zamítnuta.

V následující Tab. 4.2 je zobrazeno porovnání čtverců koeficientů vícenásobné korelace a koeficientu determinace odhadnutého modelu pro určení výskytu multikolinearity. Při testování bylo zjištěno, že se v daném modelu multikolinearita nevyskytuje.

**Tab. 4.2** *Určení multikolinearity v roce 2005*

Závisle proměnná	Nezávisle proměnné	R Square	Multikolinearita
ZT	ROA, OL, LNBS	0,381	
ROA	OL, LNBS	0,034	NE
OL	ROA, LNBS	0,019	NE
LNBS	ROA, OL	0,050	NE

Z grafického vývoje čtverců reziduí k  $PRE\_ZT_{05}$  vyplývá, že 95 % hodnot je v pásmu  $<0;1,96^2>$ , ale opět s patrnými systematickými změnami, tzn. je zde výskyt heteroskedasticity.

### **Ekonomická verifikace**

Do modelu  $ZT_{05}$  byly zařazeny tři ukazatelé. Záporný vliv ukazatele rentability aktiv působí negativně na celkovou výkonnost a efektivnost firmy a spolu se záporným koeficientem ukazatele vyjadřující velikost firmy roste pravděpodobnost úpadku firmy. Dané ukazatele jsou v souladu s ekonomickou teorií.

Dalším ukazatelem je ukazatel okamžité likvidity, který má kladný vliv na odhadnutý model. Růst hodnoty parametru  $OL$  indikuje prosperující firmy a nezvyšuje tedy pravděpodobnost bankrotu firmy, což je v rozporu s teoretickými poznatky.

### **4.3.4 Analýza roku 2006**

Do modelu  $ZT_{06}$  byly zařazeny 3 ukazatelé a to ukazatel podílu vlastního kapitálu na aktivech, obrat oběžných aktiv a logaritmus bilanční sumy. Model má následující tvar:

$$ZT_{06} = 2,303 - 0,262 \cdot VKA_{06} - 0,102 \cdot OOA_{06} - 0,134 \cdot LNBS_{06}.$$

### **Statistická verifikace**

Z testování statistické významnosti jednotlivých parametrů prostřednictvím  $t$ -testu vyplývá, že jsou všechny parametry statisticky významné na 5% hladině významnosti ( $t_{krit} = 2,003$ ). Na dané hladině významnosti je vyznaný i model jako celek ( $F_{krit} = 2,769$ ).

Koeficient vícenásobné korelace nadále roste a  $R^2$  činí 0,412, tzn. že je daný model z 41,2 % vysvětlen proměnnými  $VKA$ ,  $OOA$  a  $LNBS$ .

### **Ekonometrická verifikace**

Z testování autokorelace prostřednictvím grafů ACF a PACF vyplývá, že se autokorelace v modelu nevyskytuje. Při testování autokorelace pomocí  $DW$  testu



se empiricky zjištěná hodnota  $DW$  výši 2,225 nachází v intervalu, ve kterém odhadovaný lineární regresní model neobsahuje autokorelaci reziduí.

Z Tab. 4.3 vyplývá, že čtverce dílčích koeficientů vícenásobné korelace jsou menší než koeficient determinace odhadnutého modelu, tzn. že se zde multikolinearita nevyskytuje.

**Tab. 4.3** Určení multikolinearity v roce 2006

Závisle proměnná	Nezávisle proměnné	R Square	Multikolinearita
ZT	VKA, OOA, LNBS	0,412	
VKA	OOA, LNBS	0,201	NE
OOA	VKA, LNBS	0,078	NE
LNBS	VKA, OOA	0,244	NE

Z grafického vyjádření vývoje čtverců reziduí k predikované hodnotě  $ZT_{06}$  vyplývá, že 95 % daných hodnot pohybuje v pásmu  $<0;1,96^2>$ . Daná rezidua opět vykazují systematické změny, které jsou způsobeny binární proměnnou.

### **Ekonomická verifikace**

Daný model je tvořen třemi ukazateli, které se vykazují záporným vlivem na vysvětlující proměnnou. Odhadnutý model opět zahrnuje ukazatel  $LNBS$ . Dále je zde zařazen ukazatel podílu vlastního kapitálu na aktivech a ukazatel obratu oběžných aktiv.

Klesající hodnota  $VKA$  má za následek oslabení finanční stability a snižující se hodnota ukazatele  $OOA$  značí snížení efektivnosti ve využívání oběžného majetku. Pokles hodnot daných ukazatelů tedy vede k růstu pravděpodobnosti bankrotu a veškeré proměnné zařazené v modelu jsou v souladu s teoretickými východisky.

### **4.3.5 Analýza roku 2007**

V roce 2007 byly do modelu  $ZT_{07}$  zařazeny z původních 15 ukazatelů 3 ukazatelé. Jedná se o ukazatel zadluženosti vlastního kapitálu, rentability aktiv a logaritmus bilanční sumy. Výsledný model má následující tvar:

$$ZT_{07} = 1,554 + 0,017 \cdot ZVK_{07} - 0,921 \cdot ROA_{07} - 0,097 \cdot LNBS_{07}.$$

### **Statistická verifikace**

Statistická významnost jednotlivých parametrů byla testována prostřednictvím  $t$ -testu. Kritická hodnota ( $t_{krit}$ ) na 5% hladině významnosti činí 2,003 a se srovnáním s  $t_{vyp}$  jednotlivých proměnných vyplývá, že dané proměnné jsou statisticky významné. Model jako celek testovaný  $F$ -testem je statisticky významný na 5% hladině významnosti ( $F_{krit} = 2,769$ ).

Koeficient determinace  $R^2$  odhadnutého modelu činí 0,414. Hodnota  $R^2$  ve srovnání s rokem 2006 vrostla pouze nepatrně a vyjadřuje, že je model z 41,4 % vysvětlen proměnnými zařazenými do modelu  $ZT_{07}$ .

#### **Ekonometrická verifikace**

Z grafů ACF a PACF vyjadřující sériovou závislost reziduí vyplývá, že se v daném modelu autokorelace nevyskytuje. Potvrzení poskytuje i hodnota DW, která je ve výši 1,755 a leží intervalu zamítnutí hypotézy o výskytu autokorelace.

Výskyt multikolinearity je v modelu  $ZT_{07}$  testován porovnáním čtverců koeficientů vícenásobné korelace a koeficientu determinace odhadnutého modelu. Z Tab. 4.4 vyplývá, že se v daném modelu multikolinearita nevyskytuje.

**Tab. 4.4** Určení multikolinearity v roce 2007

Závisle proměnná	Nezávisle proměnné	R Square	Multikolinearita
ZT	ZVK, ROA, LNBS	0,414	
ZVK	ROA, LNBS	0,008	NE
ROA	ZVK, LNBS	0,170	NE
LNBS	ZVK, ROA,	0,145	NE

V daném modelu se obdobně jako v předchozích modelech vyskytuje heteroskedasticita, protože z vyjádření vývoje čtverců reziduí k predikované vysvětlující proměnné leží 95 % daných hodnot v pásmu  $<0;1,96^2>$ , ale se systematickými změnami.

#### **Ekonomická verifikace**

Daný model je tvořen třemi ukazateli, mezi které patří opět ukazatel LNBS. Ukazatel vyjadřující velikost firmy je i v daném modelu v souladu s ekonomickou teorií. Se zápornou hodnotou koeficientu je dalším ukazatelem rentabilita aktiv. S poklesem hodnoty ROA roste pravděpodobnost bankrotu firmy a je také v souladu s teoretickými východisky.

Do modelu  $ZT_{07}$  je dále zařazen ukazatel zadluženosti vlastního kapitálu. Vliv jeho koeficientu na výsledný model je kladný a čím vyšší je hodnota ukazatel ZVK, tím menší je schopnost podniku splácet závazky. Z toho vyplývá, že odhadnutý model je v souladu s ekonomickými hypotézami.

### **4.3.6 Analýza roků 2003 – 2006**

Do modelu  $ZT_{06}^{03}$  vstupovaly proměnné týkající se daného roku a proměnné předcházejících tří období. Odhadnutý model je tvořen čtyřmi ukazateli a to ukazatelem obratu oběžných aktiv týkajícího se daného roku, ukazatelem rentability vlastního

kapitálu, logaritmu bilanční sumy v období  $t-1$  a ukazatelem obratu oběžných aktiv v období  $t-3$ . Výsledný model má následující tvar:

$$ZT_{06}^{03} = 2,984 - 0,158 \cdot OOA_t + 0,184 \cdot ROE_{t-1} - 0,203 \cdot LNBS_{t-1} + 0,031 \cdot OOA_{t-3}.$$

### Statistická verifikace

Z testování statistické významnosti jednotlivých parametrů vyplývá, že všechny parametry jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti ( $t_{krit} = 1,673$ ) i model je statisticky vyznaný na dané hladině významnosti ( $F_{krit} = 2,540$ ).

Koeficient determinace  $R^2$  výsledného modelu činí 0,481, tzn. že daný model je schopen vysvětlit změnu vysvětlované proměnné z 48,1 % změnou vysvětlujících proměnných zadaných v tomto modelu.

### Ekonometrická verifikace

Z testování autokorelace prostřednictvím grafů ACF a PACF vyplývá, že se autokorelace v modelu nevyskytuje. Potvrzení poskytuje i hodnota DW odhadnutého modelu, která je ve výši 1,895 a nachází se v intervalu zamítnutí výskytu autokorelace.

Z Tab. 4.5 vyplývá, že se v daném modelu multikolinearita nevyskytuje, neboť dílčí koeficienty determinace jsou menší než koeficient determinace výsledného modelu.

**Tab. 4.5** Určení multikolinearity v modelu  $ZT_{06}^{03}$

Závisle proměnná	Nezávisle proměnné	R Square	Multikolinearita
ZT	OOA, Lag1_ROE, Lag1_LNBS, Lag3_OOA	0,481	
OOA	Lag1_ROE, Lag1_LNBS, Lag3_OOA	0,294	NE
Lag1_ROE	OOA, Lag1_LNBS, Lag3_OOA	0,067	NE
Lag1_LNBS	OOA, Lag1_ROE, Lag3_OOA	0,136	NE
Lag3_OOA	OOA, Lag1_ROE, Lag1_LNBS	0,268	NE

V daném modelu se z důvodu binární proměnné vyskytuje heteroskedasticita. Z grafu vyjádření vývoje čtverců reziduí k predikované vysvětlující proměnné vyplývá, že 95 % hodnot leží v pásmu  $<0;1,96^2>$ , ale opět vykazují systematické změny.

### Ekonomická verifikace

Ve výsledném modelu je zařazena jedna proměnná týkající se finančních výsledků daného roku a to ukazatel  $OOA$ , který má záporný parametr vyjadřující, že se snižující hodnotou daného ukazatele se snižuje intenzita ve využívání  $OA$ . Daný ukazatel je tedy v souladu s ekonomickou teorií. Ukazatel  $OOA$  je v daném modelu zařazen i z období  $t-3$ , ale hodnota jeho parametru je kladná a je tedy v rozporu s ekonomickou teorií, tzn. jestliže se ukazatel  $OOA$  sníží o tři období předcházející oproti danému období, tak se sníží

pravděpodobnost bankrotu v období  $t$ . V daném modelu je opět zařazen záporný ukazatel  $LNBS$ , který predikuje bankrot s předstihem jednoho období.

V rozporu s teoretickými hypotézami je kladný parametr ukazatele  $ROE$ , který je do modelu zařazen v období  $t-1$ . Růst daného ukazatele naznačuje vyšší výnosnost vloženého kapitálu a jeho růst tedy nezvyšuje pravděpodobnost bankrotu firmy.

#### 4.3.7 Analýza roku 2003 – 2007

Do modelu  $ZT_{07}^{03}$  vstupovaly proměnné týkající se daného roku a proměnné předcházejících čtyř období. Výsledný model je tvořen pěti ukazateli. Jedná se o ukazatel rentability aktiv a ukazatel zadluženosti vlastního kapitálu, které se týkají příslušného období. Dále je výsledný model se zpožděním jednoho období ovlivněn ukazatelem rentability aktiv, dobou obratu pohledávek a o dvě období ukazatelem logaritmu bilanční sumy. Tvar odhadnutého modelu je následující:

$$ZT_{07}^{03} = 1,430 - 0,986 \cdot ROA_t + 0,020 \cdot ZVK_t - 0,610 \cdot ROA_{t-1} \\ + 9,743 \cdot 10 \cdot E^{-5} \cdot DOP_{t-1} - 0,090 \cdot LNBS_{t-2}.$$

##### Statistická verifikace

Jednotlivé parametry modelu jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti ( $t_{krit} = 1,674$ ). Model jako celek testovaný  $F$ -testem je také statisticky významný na 5% hladině významnosti ( $F_{krit} = 2,386$ ).

Z koeficientu determinace  $R^2$  výsledného modelu, který je ve výši 0,580, vyplývá, že je model z 58 % vysvětlen proměnnými zařazenými do modelu  $ZT_{07}$ . Daná hodnota je nejvyšší z odhadnutých modelů KLRM.

##### Ekonometrická verifikace

Z grafů ACF a PACF vyplývá, že se v daném modelu autokorelace nevyskytuje. Z provedeného  $DW$  testu vyplývá, že se empiricky zjištěná hodnota  $DW$  činí 2,360 a leží v pásmu neprůkaznosti a z grafů ACF a PACF je viditelné, že nejsou překročeny meze, což znamená, že v daném modelu se autokorelace nevyskytuje.

Výskyt multikolinearity je v modelu  $ZT_{07}^{03}$  testován porovnáním dílčích čtverců koeficientů vícenásobné korelace a koeficientu determinace odhadnutého modelu. Z Tab. 4.6 vyplývá, že se v daném modelu multikolinearita nevyskytuje.

**Tab. 4.6** Určení multikolinearity modelu  $ZT_{07}^{03}$

Závisle proměnná	Nezávisle proměnné	R Square	Multikolinearita
ZT	ROA, Lag1_ROA, Lag1_DOP, Lag2_LNBS, ZVK	0,580	
ROA	Lag1_ROA, Lag1_DOP, Lag2_LNBS, ZVK	0,132	NE
Lag1_ROA	ROA, Lag1_DOP, Lag2_LNBS, ZVK	0,061	NE
Lag1_DOP	ROA, Lag1_ROA, Lag2_LNBS, ZVK	0,058	NE
Lag2_LNBS	ROA, Lag1_ROA, Lag1_DOP, ZVK	0,153	NE
ZVK	ROA, Lag1_ROA, Lag1_DOP, Lag2_LNBS	0,033	NE

Výskyt heteroskedasticity je potvrzen i v daném modelu. V grafu vývoje čtverců reziduí k predikované vysvětlující proměnné leží 95 % daných hodnot v pásmu  $<0;1,96^2>$ , ale jsou zde patrné systematické změny.

### **Ekonomická verifikace**

Parametry všech proměnných zařazených do daného modelu jsou v souladu s teoretickými poznatky. Výsledný model obsahuje ukazatel *ROA* v čase  $t$  a v čase  $t-1$ , přičemž jejich parametry jsou záporné a s jejich poklesem roste pravděpodobnost úpadku firmy. Do modelu je také zařazen kladný koeficient ukazatele *ZVK* v čase  $t$ , tzn. že poklesem ukazatele *ZVK* roste podíl věřitelů na celkovém kapitálu a tím roste riziko věřitelů. Model je dále oproti *DOP* zpožděn o jedno období a oproti *LNBS* zpožděn o dvě období. Růst kladného koeficientu ukazatele *DOP* naznačuje prodlužování doby splacení pohledávek, což může naznačovat i finanční problémy odběratelů dané firmy. Parametr ukazatele *LNBS* je v daném modelu záporný obdobně jako v předchozích modelech.

### **4.3.8 Shrnutí lineární regrese**

Z odhadnutých modelů a z jejich ekonometrické interpretace vyplývá základní nedostatek lineární regrese, kterým je porušení předpokladu homoskedasticity, tedy požadavku konečného a konstantního rozptylu náhodných složek modelu. V grafech, vyjadřujících vývoj čtverců reziduí k predikované vysvětlující proměnné, se rezidua z více jak 95 % nachází v pásmu  $<0;1,96^2>$ . V rámci daného pásma jsou patrné systematické změny, které jsou způsobeny binární závisle proměnnou. Z tohoto důvodu není lineární regrese vhodná pro tvorbu bankrotního modelu.

V následující Tab. 4.7 jsou uvedeny výstupy provedené lineární regrese v jednotlivých letech. Prostřednictvím metody Stepwise byly z 15 ukazatelů do výsledných bankrotních modelů postupně eliminovány statisticky významné proměnné. V každém modelu se vyskytoval ukazatel logaritmu bilanční sumy se záporným parametrem a klesající hodnota LNBS je v souladu s ekonomickou teorií, neboť hodnota celkových aktiv by se měla s blížícím se úpadkem firmy snižovat. V letech 2003

a 2004 jsou modely tvořeny daným ukazatelem  $LNBS$  a koeficienty determinace daných modelů jsou velmi nízké. V roce 2004 dosahuje  $R^2$  pouhých 18,4 %.

**Tab. 4.7** Výstup lineární regrese pro jednotlivé roky

Rok	KLRM	$R^2$
2003	$ZT_{03} = 1,602 - 0,103 \cdot LNBS_{03}$	14,8 %
2004	$ZT_{04} = 1,934 - 0,132 \cdot LNBS_{04}$	18,4 %
2005	$ZT_{05} = 1,981 - 0,862 \cdot ROA_{05} + 0,032 \cdot OL_{05} - 0,136 \cdot LNBS_{05}$	38,1 %
2006	$ZT_{06} = 2,303 - 0,262 \cdot VKA_{06} - 0,102 \cdot OOA_{06} - 0,134 \cdot LNBS_{06}$	41,2 %
2007	$ZT_{07} = 1,554 + 0,017 \cdot ZVK_{07} - 0,921 \cdot ROA_{07} - 0,097 \cdot LNBS_{07}$	41,4 %

Od roku 2005 byly bankrotní modely tvořeny i dalšími poměrovými ukazateli, které mohou být vhodnějšími prediktory bankrotu. V souladu s ekonomickými východisky jsou také koeficienty ukazatelů rentability aktiv, vlastního kapitálu na aktivech, zadluženosti vlastního kapitálu a obratu oběžných aktiv.

V rozporu s teoretickými východisky je ukazatel okamžité likvidity, který má kladný koeficient a jeho rostoucí hodnota je pro podnik pozitivní. Z dlouhodobého hlediska může neúměrně vysoká likvidita, vzhledem k neefektivnímu vázání finančních prostředků, narušit provozní proces firmy, a proto je také důležité sledovat její úroveň.

Nevhodnost použití lineární regrese pro tvorbu bankrotních modelů potvrzuje i koeficient determinace, neboť v modelech s binární závislou proměnnou není prakticky možné dosáhnout toho, aby koeficient determinace odpovídal hodnotě  $R^2 = 1$ . Z Tab. 4.7 vyplývá, že se hodnoty  $R^2$  v jednotlivých letech zvyšovaly s blížícím se obdobím bankrotu firmy. Koeficienty determinace dosahují poměrně nízkých hodnot, které ve svém maximu v roce 2007 dosahují 41,4 %, tzn. že daný model je schopen vysvětlit změnu závisle proměnné z 41,4 %. Zbývá část ze 100 % představuje ostatní vlivy nezařazené do modelu, které mohou indikovat růst pravděpodobnosti bankrotu.

V Tab. 4.8 jsou uvedeny odhadnuté modely prostřednictvím KLRM v letech 2006 a 2007, kdy do modelů vstupovaly nejen proměnné týkající se daného roku, ale také proměnné předcházejících let s cílem predikovat bankrot se zahrnutím delšího časového horizontu.

**Tab. 4.8** Výstup lineární regrese pro delší časový horizont

Rok	KLRM	$R^2$
2006	$ZT_{06}^{03} = 2,984 - 0,158 \cdot OOA_t + 0,184 \cdot ROE_{t-1} - 0,203 \cdot LNBS_{t-1} + 0,031 \cdot OOA_{t-3}$	48,1 %
2007	$ZT_{07}^{03} = 1,430 - 0,986 \cdot ROA_t + 0,020 \cdot ZVK_t - 0,610 \cdot ROA_{t-1} + 9,743 \cdot 10^{-5} \cdot DOP_{t-1} - 0,090 \cdot LNBS_{t-2}$	58 %

Se srovnáním s modely pro jednotlivé roky se v modelech se zpožděnými ukazateli navíc vyskytovaly ukazatelé  $ROE$  a  $DOP$ . Kladný parametr ukazatele  $ROE$  je v rozporu

s teoretickými východisky, neboť jeho rostoucí hodnota naznačuje růst výnosnosti kapitálu. Z toho vyplývá, že model  $ZT_{06}^{03}$  není pro predikci příliš vhodný. Naproti tomu kladný koeficient ukazatele  $DOP$  zahrnutý do modelu  $ZT_{07}^{03}$  je v souladu s ekonomickou teorií a růst dané hodnoty není pro firmu pozitivní, protože se prodlužuje doba vázání finančních prostředků v pohledávkách.

Ze srovnání koeficientů determinace všech odhadnutých modelů vyplývá, že vyšších hodnot  $R^2$  bylo dosaženo v modelech obsahující proměnné, které predikují bankrot firem s určitým předstihem a nejvhodnějším odhadnutým modelem pro predikci bankrotu firmy se jeví model  $ZT_{07}^{03}$ . Daný model dosahuje nejvyšší hodnoty koeficientu determinace ( $R^2 = 58\%$ ) a jednotlivé ukazatele jsou v souladu s ekonomickou teorií.

#### 4.4 Diskriminační analýza

Odhad bankrotních modelů diskriminační analýzou byl proveden v programu SPSS v nabídce Analyse – Classify – Diskriminant. Obdobně jako v lineární regresi je v programu SPSS k dispozici metoda postupného výběru proměnných Stepwise Method a pro zahrnutí či odstranění proměnné do modelu bylo zvoleno kritérium Wilksovy lambdy. Dané kritérium na každém kroku vybírá proměnné minimalizující celkovou statistiku Wilksovy lambdy.

V rámci diskriminační analýzy se vychází z diskriminace firem do dvou skupin a to 0 pro firmy nebankrotované a 1 pro firmy zbankrotované. Pro klasifikaci firem do tříd (0,1) se vychází z koeficientů Fischerovy diskriminační funkce a firma je přiřazena ke skupině, u jejíž klasifikační funkce dosáhne nejvyšší hodnoty (skóre).

Při tvorbě diskriminační funkce se vychází z předpokladu, že pokud je daný soubor firem rozdělen do dvou skupin, pak lze variabilitu proměnných vyjádřit jednou diskriminační funkcí. Diskriminační funkci lze vyjádřit rozdílem Fischerových klasifikačních rovnic pro jednotlivé skupiny 0 a 1, tedy

$$ZT_t = ZT_1 - ZT_0. \quad (4.1)$$

Po dosazení empirických hodnot vysvětlujících proměnných do modelu se získá hodnota prahového bodu. Prahový bod se určí z funkce skupinových centroidů (Functions at Group Centroids) a z důvodu stejné velikosti tříd se optimální prahový bod určí jako polovina sumy těžišť jednotlivých tříd, je  $C$  při  $\pi_0 = \pi_1 = 0,5$  rovno

$$C_T = \frac{(\bar{Z}_0 - \bar{Z}_1)}{2}. \quad (4.2)$$

Výstup SPSS provedené diskriminační analýzy je uveden v Příloze 7.

#### 4.4.1 Analýza roku 2003

Do modelu  $ZT_{03}$  byl z původních 15 ukazatelů zahrnut pouze jeden ukazatel a to logaritmus bilanční sumy. Diskriminační funkce má následující tvar:

$$ZT_{03} = 4,998 - 0,466 \cdot LNBS,$$

kde je  $ZT_{03}$  dáno rozdílem Fischerových klasifikačních rovnic pro skupiny 0 a 1:

$$ZT_0 = -21,906 + 3,705 \cdot LNBS,$$

$$ZT_1 = -16,908 + 3,239 \cdot LNBS.$$

Vzhledem k určení predikční schopnosti výsledné diskriminační funkce se posuzuje charakteristické číslo (Eigenvalues), koeficient kanonické korelace a Wilksova lambda.

Velikost charakteristického čísla<sup>5</sup> je nízké (0,173) a udává, že funkce dokáže vysvětlit jen malou část odchylky závisle proměnné. Koeficient kanonické korelace činí 0,384 a interpretuje se pomocí její druhé mocniny ( $R_C^2$ ), podle které je 14,8 % odchylky závislé proměnné vysvětleno funkcí, která obsahuje nezávisle proměnnou  $LNBS$ .

Wilksova lambda (WL) testuje významnost predikce pomocí nezávisle proměnných a nabývá hodnot od nuly do jedné. Pokud nabývá hodnot blízkých nule indikuje vysokou schopnost predikce, naopak hodnoty blízké jedné indikují nízkou schopnost predikce. Wilksova lambda je statisticky významná (Sig. 0,002) a její hodnota je 0,852. Hodnota WL je tedy vysoká a naznačuje poměrně nízkou predikční schopnost diskriminační funkce.

Z hlediska ekonomické interpretace je daný model v souladu s teoretickými východisky, neboť je tvořen ukazatelem  $LNBS$ , jehož vliv je na výsledný model záporný. Daný parametr naznačuje, že hodnota celkových aktiv by měla u bankrotujících firem klesat.

K určení úspěšnosti diskriminační analýzy slouží klasifikační matice viz Tab. 4.9. Řádky matice určují skupiny, do kterých firmy skutečně patří a sloupce skupiny predikované. Z matice vyplývá, že celková úspěšnost klasifikace je 75 %. V rámci ratingové skupiny 0 bylo správně klasifikováno 80 % a v rámci skupiny 1 je úroveň správné klasifikace 70 %. Lepší predikce bylo dosaženo při klasifikaci do ratingové skupiny charakterizující nebankrotované firmy. Úspěšnost klasifikace použitím křížové kontroly správnosti diskriminace (Cross-validated) činí 73,3 %. Nižší hodnota klasifikace je způsobena přesunem jedné firmy ze skupiny 1 do skupiny 0.

---

<sup>5</sup> Eigenvalues ( $\lambda$ ) slouží k určení vysvětlené variability v modelu. Pokud je hodnota daného charakteristického čísla rovno 0, pak daný model nemá diskriminační sílu. Je-li hodnota ve výši 1, podíl vysvětlené variability daného modelu je ve výši 50 %, neboť hodnota koeficientu kanonické korelace se určí dle  $R_C^2 = \sqrt{\lambda/(1+\lambda)}$ .



**Tab. 4.9** Klasifikační matice pro rok 2003

ZT			Predicted Group Membership		Total
			0	1	
Original	Count	0	24	6	30
		1	9	21	30
	%	0	80,0	20,0	100,0
		1	30,0	70,0	100,0
Cross-validateda	Count	0	24	6	30
		1	10	20	30
	%	0	80,0	20,0	100,0
		1	33,3	66,7	100,0

b. 75,0% of original grouped cases correctly classified.

c. 73,3% of cross-validated grouped cases correctly classified.

#### 4.4.2 Analýza roku 2004

Z původních 15 ukazatelů byl do modelu  $ZT_{04}$  zařazen jeden ukazatel. Jedná se opět o logaritmus bilanční sumy. Model má následující tvar:

$$ZT_{04} = 6,797 - 0,624 \cdot LNBS ,$$

kde je  $ZT_{04}$  dáno rozdílem Fischerových klasifikačních rovnic pro skupiny 0 a 1:

$$ZT_0 = -30,703 + 5,178 \cdot LNBS ,$$

$$ZT_1 = -23,906 + 4,554 \cdot LNBS .$$

Velikost charakteristického čísla je stále nízké (0,225) a oproti předchozímu roku jeho hodnota mírně vzrostla. Daná funkce tedy vysvětluje nadále malou část odchylky závislé proměnné. Koeficient kanonické korelace činí 0,429 a velikost druhé mocniny je 0,184. Z toho vyplývá, že 18,4 % odchylky závislé proměnné je vysvětleno funkcí  $ZT_{04}$ .

Wilksova lambda je statisticky významná (Sig. 0,000) a se srovnáním s předchozím rokem došlo k jejímu poklesu na hodnotu 0,816. Hodnota Wilkovy lambdy je ale nadále vysoká a naznačuje poměrně nízkou predikční schopnost diskriminační funkce.

Výsledný model je v souladu s ekonomickou teorií. Diskriminační funkce opět obsahuje záporný parametr ukazatele  $LNBS$ .

Úspěšnost diskriminační analýzy pro klasifikaci firem do skupin dle Tab. 4.10 je souhrnně ve výši 76,7 %. V první ratingové skupině 0 bylo správně klasifikováno 80 %. Nižší úspěšnosti klasifikace bylo dosaženo v ratingové skupině 1 a to ve výši 73,3 %. Správnost celkové diskriminace se potvrzuje i prostřednictvím křížové kontroly, která je ve výši 76,7 %.

**Tab. 4.10** Klasifikační matice pro rok 2004

ZT			Predicted Group Membership		Total
			0	1	
Original	Count	0	24	6	30
		1	8	22	30
	%	0	80,0	20,0	100,0
		1	26,7	73,3	100,0
Cross-validateda	Count	0	24	6	30
		1	8	22	30
	%	0	80,0	20,0	100,0
		1	26,7	73,3	100,0

b. 76,7% of original grouped cases correctly classified.

c. 76,7% of cross-validated grouped cases correctly classified.

### 4.4.3 Analýza roku 2005

Do modelu  $ZT_{05}$  byly zařazeny tři ukazatelé a to ukazatel okamžité likvidity, ukazatel rentability aktiv a logaritmus bilanční sumy. Diskriminační funkce má tvar:

$$ZT_{05} = 9,247 - 5,379 \cdot ROA + 0,202 \cdot OL - 0,851 \cdot LNBS ,$$

kde je  $ZT_{05}$  dáno rozdílem Fischerových klasifikačních rovnic pro skupiny 0 a 1:

$$ZT_0 = -34,846 + 4,284 \cdot ROA - 0,585 \cdot OL + 5,758 \cdot LNBS ,$$

$$ZT_1 = -25,599 - 1,095 \cdot ROA - 0,383 \cdot OL + 4,908 \cdot LNBS .$$

Velikost charakteristického čísla je v daném modelu příznivější než v předchozích letech a je ve výši 0,615. Došlo také k růstu koeficientu kanonické korelace na hodnotu 0,617 a  $R_C^2$  činí 0,381, tzn. že 38,1 % odchylky závislé proměnné je vysvětleno funkcí  $ZT_{05}$ .

Hodnota WL se při srovnání s předchozím rokem snížila na hodnotu 0,619 a je statisticky významná. Daná hodnota nadále vyjadřuje nízkou predikční schopnost.

Odhadnutý model zahrnuje proměnné  $ROA$ ,  $OL$  a  $LNBS$ . V souladu s ekonomickou teorií jsou ukazatelé  $ROA$  a  $LNBS$ . Parametry ukazatele vyjadřující velikost firmy a ukazatele rentability aktiv jsou záporné. S poklesem  $ROA$  klesá celková výkonnost firmy a roste pravděpodobnost jejího bankrotu. V rozporu s teoretickými východisky je kladný parametr okamžité likvidity, jehož růst naznačuje zvýšenou platební schopnost firmy.

Dle Tab. 4.11 celková úspěšnost diskriminační analýzy nadále rostla a činí 90 %. Firmy označené jako nebankrotované byly správně klasifikovány z 96,7 %, což je velice příznivá hodnota. Nižší úspěšnosti klasifikace ve výši 83,3 % bylo dosaženo opět ve skupině 1, ale se srovnáním s modely v předešlých letech daná hodnota vzrostla. Úspěšnost na základě

křížové kontroly správnosti je 83,3 %. Za nižší hodnotou úspěšnosti v rámci křížové kontroly stojí přesun jedné firmy ze skupiny 1 do skupiny 0.

**Tab. 4.11** Klasifikační matice pro rok 2005

ZT			Predicted Group Membership		Total
			0	1	
Original	Count	0	29	1	30
		1	5	25	30
	%	0	96,7	3,3	100,0
		1	16,7	83,3	100,0
Cross-validateda	Count	0	29	1	30
		1	6	24	30
	%	0	96,7	3,3	100,0
		1	20,0	80,0	100,0

b. 90,0% of original grouped cases correctly classified.

c. 88,3% of cross-validated grouped cases correctly classified.

#### 4.4.4 Analýza roku 2006

Model  $ZT_{06}$  je z 15 ukazatelů tvořen pouze třemi ukazateli. Jedná se o ukazatel vlastního kapitálu na aktivech, ukazatel obratu oběžných aktiv a logaritmus bilanční sumy. Diskriminační funkce má následující tvar:

$$ZT_{06} = 11,865 - 1,726 \cdot VKA - 0,671 \cdot OOA - 0,879 \cdot LNBS ,$$

kde je  $ZT_{06}$  dáno rozdílem Fischerových klasifikačních rovnic pro skupiny 0 a 1:

$$ZT_0 = -48,875 - 3,021 \cdot VKA + 3,691 \cdot OOA + 7,289 \cdot LNBS ,$$

$$ZT_1 = -37,011 - 4,747 \cdot VKA + 3,020 \cdot OOA + 6,410 \cdot LNBS$$

Hodnota charakteristického čísla v modelu  $ZT_{06}$  činí 0,702. Eigenvalues dosahuje se srovnáním s předchozími roky vyšší hodnoty a funkce dokáže vysvětlit větší část odchylky závisle proměnné. Koeficient kanonické korelace se zvýšil a činí 0,642. Hodnota  $R_C^2$  je tedy ve výši 0,4122, tzn. že model  $ZT_{06}$  vysvětluje z 41,22 % odchylku závisle proměnné.

Příznivější hodnoty bylo dosaženo také u Wilksovy lambdy. Její hodnota činí 0,588 a je statisticky významná (Sig. 0,000), tzn. že u diskriminační funkce obsahující proměnné  $VKA$ ,  $OOA$  a  $LNBS$  dochází ke zvýšení predikční schopnosti modelu.

V rámci ekonomické interpretace je model  $ZT_{06}$  ve shodě s teoretickými východisky a parametry jednotlivých ukazatelů jsou záporné. Mezi dané ukazatele patří obdobně jako v předchozích modelech ukazatel  $LNBS$  a dále pak ukazatel  $VKA$  a  $OOA$ . U ukazatele  $VKA$  platí, že čím nižší je jeho hodnota, tím nižší je finanční stabilita. Pokles daného ukazatele

znamená oslabení finanční stability a vyšší riziko pro akcionáře. Snižující se hodnota ukazatele *OOA* naznačuje nižší efektivnost ve využívání oběžného majetku.

Úspěšnost DA viz Tab. 4.12 oproti modelu z roku 2005 mírně poklesla a celková úspěšnost činí 86,7 %, kterou lze i přes pokles považovat za pozitivní výsledek. V rámci první ratingové skupiny 0 bylo správně klasifikováno 96,7 % firem. V ratingové skupině 1 činí výše správné klasifikace 76,7 %. Správnost diskriminace křížovou kontrolou je nižší než u celkové a činí 85 % způsobené přesunem jedné firmy ze skupiny 1 do skupiny 0.

**Tab. 4.12** Klasifikační matice pro rok 2006

ZT			Predicted Group Membership		Total
			0	1	
Original	Count	0	29	1	30
		1	7	23	30
	%	0	96,7	3,3	100,0
		1	23,3	76,7	100,0
Cross-validateda	Count	0	29	1	30
		1	8	22	30
	%	0	96,7	3,3	100,0
		1	26,7	73,3	100,0

b. 86,7% of original grouped cases correctly classified.

c. 85,0% of cross-validated grouped cases correctly classified.

#### 4.4.5 Analýza roku 2007

Model  $ZT_{07}$  tvoří tři ukazatelé. Jedná se o ukazatel zadluženosti kapitálu, ukazatel rentability aktiv a logaritmus bilanční sumy. Diskriminační funkce má následující tvar:

$$ZT_{07} = 6,952 + 0,114 \cdot ZVK - 6,075 \cdot ROA - 0,637 \cdot LNBS ,$$

kde je  $ZT_{07}$  dáno rozdílem Fischerových klasifikačních rovnic pro skupiny 0 a 1:

$$ZT_0 = -32,000 - 0,201 \cdot ZVK - 4,471 \cdot ROA + 5,265 \cdot LNBS ,$$

$$ZT_1 = -25,048 - 0,087 \cdot ZVK - 10,547 \cdot ROA + 4,628 \cdot LNBS .$$

Vzhledem k určení predikční schopnosti výsledné diskriminační funkce činí hodnota charakteristického čísla 0,705, což je jen mírné zlepšení oproti předchozímu modelu. Koeficient kanonické korelace činí 0,643 a jeho druhá mocnina činí 0,4136. Z toho vyplývá, že 41,36 % odchylky závisle proměnné vysvětluje daný model.

Hodnota WL je obdobná jako v předcházejícím roce, došlo jen k mírnému snížení. Její hodnota činí 0,586 a je statisticky významná (Sig. 0,000). Se srovnáním předchozími roky dosahuje WL nejlepší hodnoty, což lze považovat i přes hodnotu 0,586 za uspokojivé.

Výsledný model je tvořen třemi ukazateli, které jsou v souladu s ekonomickou teorií. Do daného modelu byl zařazen ukazatel zadluženosti vlastního kapitálu, který má kladný vliv na závisle proměnnou a s jeho růstem se snižuje finanční samostatnost podniku. Na růst pravděpodobnosti bankrotu firmy pozitivně působí i záporné parametry ukazatelů *ROA* a *LNBS*. Z toho vyplývá, že model  $ZT_{07}$  je v souladu s ekonomickou teorií.

Celková úspěšnost diskriminační analýzy modelu  $ZT_{07}$  činí 88,3 %. V rámci první ratingové skupiny 0 je správně klasifikováno 100 % firem, což je nejlepší hodnota dosažená ve sledovaných letech. V druhé ratingové skupině 1 činí výše správné klasifikace 76,7 %. Správnost diskriminace křížovou kontrolou činí 83,3 %. Se srovnáním s celkovou úspěšností je křížová úspěšnost nižší o 5 % a je způsobena přesunem tří firem ze skupiny 1 do skupiny 0.

**Tab. 4.13** Klasifikační matice pro rok 2007

ZT			Predicted Group Membership		Total
			0	1	
Original	Count	0	30	0	30
		1	7	23	30
	%	0	100,0	,0	100,0
		1	23,3	76,7	100,0
Cross-validated	Count	0	30	0	30
		1	10	20	30
	%	0	100,0	,0	100,0
		1	33,3	66,7	100,0

b. 88,3% of original grouped cases correctly classified.

c. 83,3% of cross-validated grouped cases correctly classified.

#### 4.4.6 Analýza roku 2003 - 2006

Do modelu  $ZT_{06}^{03}$  vstupovaly ukazatelé týkajícího se daného roku a tří předcházejících období. Výsledný model odhadnutý prostřednictvím diskriminační analýzy zahrnuje ukazatel obratu oběžných aktiv v čase  $t$  a v čase  $t-3$ , ukazatel rentability vlastního kapitálu a ukazatel logaritmu bilanční sumy v čase  $t-1$ . Diskriminační funkce má následující tvar:

$$ZT_{06}^{03} = 18,491 - 1,174 \cdot OOA + 1,369 \cdot ROE_{t-1} - 1,509 \cdot LNBS_{t-1} + 0,229 \cdot OOA_{t-3},$$

kde je  $ZT_{07}$  dáno rozdílem Fischerových klasifikačních rovnic pro skupiny 0 a 1:

$$ZT_0 = -61,175 + 5,878 \cdot OOA - 5,878 \cdot ROE_{t-1} + 9,175 \cdot LNBS_{t-1} - 1,091 \cdot OOA_{t-3},$$

$$ZT_1 = -42,684 + 4,704 \cdot OOA - 4,509 \cdot ROE_{t-1} + 7,666 \cdot LNBS_{t-1} - 0,862 \cdot OOA_{t-3}.$$

Hodnota charakteristického čísla v daném modelu činí 0,925 a hodnota koeficientu kanonické korelace činí 0,693 ( $R_C^2 = 0,480$ ). Z toho vyplývá, že 48 % odchylky závisle proměnné vysvětluje daný model.

Hodnota Wilksovy lambdy je statisticky významná (Sig. 0,000) a je ve výši 0,519 a daná hodnota oproti modelům pro jednotlivé období naznačuje poměrně dobrou predikční schopnost diskriminační funkce.

Odhadnutý model je tvořený dvěma ukazateli, jejichž parametry jsou v souladu s ekonomickou teorií. Jedná se o záporný parametr ukazatele  $OOA$  a též záporný parametr  $LNBS_{t-1}$ . Pokles hodnoty daných ukazatelů má za následek růst pravděpodobnosti úpadku, přičemž ukazatel  $LNBS$  indikuje bankrot s předstihem jednoho období. Do modelu  $ZT_{06}^{03}$  je také zařazen ukazatel  $ROE_{t-1}$  a  $OOA_{t-3}$ . Hodnota koeficientů daných ukazatelů je kladná a jsou v rozporu s teoretickými hypotézami, neboť jejich růst je pro podnik pozitivní a neindikuje růst pravděpodobnosti úpadku.

Z klasifikační matice v Tab. 4.14 vyplývá, že celková úspěšnost diskriminační analýzy činí 83,3 %. Vyšší úspěšnosti bylo i v daném modelu dosaženo v rámci skupiny 0, ve které bylo správně klasifikováno 90 % firem. V ratingové skupině 1 činila úspěšnost diskriminace 76,7 %. Křížová úspěšnost klasifikace činí 78,3 % a nižší hodnota oproti celkové úspěšnosti je způsobena přesunem tří firem ze skupiny 1 do skupiny 0.

**Tab. 4.14** Klasifikační matice pro  $ZT_{06}^{03}$

ZT			Predicted Group Membership		Total
			0	1	
Original	Count	0	27	3	30
		1	7	23	30
	%	0	90,0	10,0	100,0
		1	23,3	76,7	100,0
Cross-validateda	Count	0	26	4	30
		1	9	21	30
	%	0	86,7	13,3	100,0
		1	30,0	70,0	100,0

b. 83,3% of original grouped cases correctly classified.

c. 78,3% of cross-validated grouped cases correctly classified.

#### 4.4.7 Analýza roku 2003 - 2007

Do modelu  $ZT_{07}^{03}$  vstupovaly ukazatelé týkajícího se daného roku a čtyř předcházejících období. Výsledný model zahrnuje ukazatel obratu oběžných aktiv

v čase  $t$  a v čase  $t-3$ , ukazatel rentability vlastního kapitálu a ukazatel logaritmu bilanční sumy v čase  $t-1$ . Diskriminační funkce má následující tvar:

$$ZT_{07}^{03} = 8,552 - 9,070 \cdot ROA_t + 0,179 \cdot ZVK_t - 5,608 \cdot ROA_{t-1} + 0,001 \cdot DOP_{t-1} - 0,826 \cdot LNBS_{t-2},$$

kde je  $ZT_{07}$  dáno rozdílem Fischerových klasifikačních rovnic pro skupiny 0 a 1:

$$ZT_0 = -34,748 + 0,804 \cdot ROA_t - 0,145 \cdot ZVK_t + 3,248 \cdot ROA_{t-1} - 0,001 \cdot DOP_{t-1} + 5,741 \cdot LNBS_{t-2},$$

$$ZT_1 = -26,196 - 8,265 \cdot ROA_t + 0,034 \cdot ZVK_t - 2,360 \cdot ROA_{t-1} + 0,000 \cdot DOP_{t-1} + 4,915 \cdot LNBS_{t-2}.$$

Charakteristického čísla dosáhlo v daném modelu nejvyšší hodnoty ze všech odhadnutých modelů a je ve výši 1,379. Hodnota koeficientu kanonické korelace činí 0,761 a z její druhé mocniny vyplývá, že 58 % odchylky závisle proměnné vysvětluje daný model.

Nejpříznivější hodnoty se srovnáním s předchozími odhadnutými modely dosahuje i WL, která je ve výši 0,420 a je statisticky významná (Sig. 0,000). Z toho vyplývá, že diskriminační funkce  $ZT_{07}^{03}$  má nejlepší predikční schopnost.

Parametry všech proměnných výsledného modelu jsou v souladu s teoretickými hypotézami. V odhadnutém modelu záporné koeficienty ukazatele  $ROA$  v čase  $t$  a v  $t-1$  a záporný koeficient ukazatel  $LNBS_{t-2}$  naznačují, že s růstem daných ukazatelů roste pravděpodobnost bankrotu firmy. Růst dané pravděpodobnosti indikují i kladné koeficienty ukazatelů  $ZVK$  a  $DOP$ , přičemž vliv ukazatele  $DOP$  je na výsledný model o jedno období zpožděn.

V rámci celkové úspěšnosti diskriminace firem do skupin daný model též dosahuje nejvyšší hodnoty a to 91,7 %. Ve skupině 0 činila výše úspěšnosti 100 % a do ratingové skupiny 1 bylo správně klasifikováno 83,3 %. Křížová úspěšnost klasifikace oproti celkové úspěšnosti klasifikace je nižší pouze o 1,7 %, způsobená přesunem jedné firmy.

**Tab. 4.15** Klasifikační matice pro  $ZT_{07}^{03}$

ZT			Predicted Group Membership		Total
			0	1	
Original	Count	0	30	0	30
		1	5	25	30
	%	0	100,0	,0	100,0
		1	16,7	83,3	100,0
Cross-validateda	Count	0	30	0	30
		1	6	24	30
	%	0	100,0	,0	100,0
		1	20,0	80,0	100,0

b. 91,7% of original grouped cases correctly classified.

c. 90,0% of cross-validated grouped cases correctly classified.

#### 4.4.8 Shrnutí diskriminační analýzy

V Tab. 4.16 jsou uvedeny výstupy provedené diskriminační analýzy prostřednictvím metody Stepwise pro jednotlivé roky. Z hlediska shody parametrů ukazatelů odhadnutých modelem s teoretickými východisky se v daných modelech vyskytuje pouze jediný ukazatel, který jsou v rozporu s ekonomickými hypotézami. Jedná se o kladný parametr ukazatele  $OL$  a jeho rostoucí hodnota je pro podnik pozitivní.

Dále byly do modelů zařazeny ukazatele  $ROA$ ,  $VKA$ ,  $OOA$  a  $ZVK$ , přičemž se ve všech modelech vyskytuje ukazatel  $LNBS$ . Koeficienty daných ukazatelů jsou ve shodě s ekonomickými východisky.

**Tab. 4.16** Výstup diskriminační analýzy

Rok	DA	Celková úspěšnost	$R_C^2$
2003	$ZT_{03} = 4,998 - 0,466 \cdot LNBS$	75 %	14,8 %
2004	$ZT_{04} = 6,797 - 0,624 \cdot LNBS$	76,6 %	18,4 %
2005	$ZT_{05} = 9,247 - 5,379 \cdot ROA + 0,202 \cdot OL - 0,851 \cdot LNBS$	90 %	38,1 %
2006	$ZT_{06} = 11,865 - 1,726 \cdot VKA - 0,671 \cdot OOA - 0,879 \cdot LNBS$	86,7 %	41,2 %
2007	$ZT_{07} = 6,952 + 0,114 \cdot ZVK - 6,075 \cdot ROA - 0,637 \cdot LNBS$	88,3 %	41,4 %

Z hlediska úspěšnosti diskriminace firem do skupin pro jednotlivé roky bylo dosaženo nejvyšší hodnoty v roce 2005 a to ve výši 90 %. Ve sledovaných letech bylo vždy dosaženo lepší predikce při klasifikaci do první skupiny charakterizující nezbankrotované firmy.

Ze srovnání druhé mocniny koeficientu kanonické korelace vyplývá, že s ubývajícím roky k bankrotu firmy se hodnota  $R_C^2$  zvyšovala z hodnoty 14,8 % v roce 2003 na hodnotu 41,4 % v roce 2007. Z daných hodnot však vyplývá, že nezávisle proměnné zařazené do jednotlivých modelů mají poměrně nízkou schopnost vysvětlit odchylku závisle proměnné.

V Tab. 4.17 je uveden výstup DA pro modely zahrnující delší časový horizont. Do modelu  $ZT_{06}^{03}$  je oproti modelům pro jednotlivé roky zařazen ukazatel  $ROE_{t-1}$  s kladným koeficientem a jeho růst indikuje vyšší výnosnost vloženého kapitálu a neindikuje tedy růst pravděpodobnosti bankrotu. Do modelu  $ZT_{07}^{03}$  je navíc zařazen ukazatel  $DOP_{t-1}$ , jehož vliv na výsledný model je kladný, tzn. růst daného ukazatele naznačuje prodlužování doby splácení pohledávek a tím indikuje růst pravděpodobnosti bankrotu firmy.

**Tab. 4.17** Výstup diskriminační analýzy pro delší časový horizont

Rok	DA	$R_C^2$
2006	$ZT_{06}^{03} = 18,491 - 1,174 \cdot OOA + 1,369 \cdot ROE_{t-1} - 1,509 \cdot LNBS_{t-1} + 0,229 \cdot OOA_{t-3}$	48,1 %
2007	$ZT_{07}^{03} = 8,552 - 9,070 \cdot ROA_t + 0,179 \cdot ZVK_t - 5,608 \cdot ROA_{t-1} + 0,001 \cdot DOP_{t-1} - 0,826 \cdot LNBS_{t-2}$	58 %



Ze srovnání koeficientů  $R_C^2$  všech odhadnutých modelů dosahují příznivějších hodnot diskriminační funkce s časovým zpožděním. V rámci modelu  $ZT_{07}^{03}$  je také dosaženo nejvyšší hodnoty celkové úspěšnosti klasifikace firem do skupin a to ve výši 91,7 %. Daný model je tedy, jak z hlediska celkové úspěšnosti klasifikace, tak z hlediska dosažené hodnoty druhé mocniny koeficientu kanonické korelace ve výši 58 %, nejvhodnějším pro predikci bankrotu firem metodou DA.

Hodnota klasifikačního skóre v každém z odhadnutých modelů dle (4.2) činí 0, tzn. že pro pozorování s diskriminačním skórem větším než 0 se firmy zařadí do ratingové skupiny 0 a pro pozorování s diskriminačním skórem menším než 0 do ratingové skupiny 1. Hodnoty diskriminačního skóre včetně pravděpodobností úpadku jednotlivých firem v letech 2003 až 2007 jsou uvedeny v Příloze 8.

## 4.5 Logistická regrese

Logistická regrese (LOGR) patří mezi nejčastěji používané modely pro odhad binárního výstupu, kdy závisle proměnná je dichotomií, tzn. nabývá pouze dvou hodnot (0,1). Vysvětlovaná proměnná  $ZT$  nabývá hodnoty 0 pro firmy nezbankrotované a 1 pro firmy zbankrotované. Vysvětlující proměnné jsou tvořeny 15 finančními ukazateli.

Odhad bankrotních modelů logistickou regresí byl proveden v programu SPSS prostřednictvím nabídky Analyse – Regression, kde byla zvolena z důvodu binární proměnné podnabídka Binary Logistic. Výstup prostřednictvím metody LOGR je uveden v Příloze 9.

V programu SPSS jsou k dispozici dvě základní metody logistické regrese. Jedná se o metodu Enter, při které všechny proměnné vstupují do modelu a metodu Stepwise. Metoda postupného výběru Stepwise se dále člení na metody Forward a Backward.

Pro tvorbu bankrotních modelů pro jednotlivé roky byla zvolena metoda Stepwise Forward, která postupně do modelu zařazuje statisticky významné nezávisle proměnné. V rámci metody Forward byla zvolena Waldova statistika, která testuje statistickou významnost koeficientů logistické regrese a počítá se jako čtverec podílu příslušného koeficientu a jeho standardní chyby.

### 4.5.1 Analýza roku 2003

Do modelu v roce 2003 byl z 15 ukazatelů zahrnut pouze ukazatel logaritmu bilanční sumy a výsledný model logistické regrese má následující tvar:

$$\ln\left(\frac{\pi(ZT_{03})}{1 - \pi(ZT_{03})}\right) = 6,284 - 0,580 \cdot LNBS_{03}.$$

Nezávisle proměnná *LNBS* zařazená do modelu je statisticky významná, neboť Sig. hodnota je menší než 0,05. Hodnota  $\chi^2$  modelu je 10,631, které odpovídá při jednom stupni volnosti dosažená statistická významnost 0,001. Daný model obsahující proměnnou *LNBS* tedy umožňuje lepší predikci  $ZT_{03}$  než bez dané nezávisle proměnné a model jako celek je statisticky významný na 5% hladině významnosti.

Pro hodnocení logistického regresního modelu slouží statistika -2LL (-2 log likelihood), která nabývá kladných hodnot a vyšší hodnoty indikují horší predikci závisle proměnné. Hodnota -2LL pro model obsahující pouze konstantu  $\beta_0$  činí 83,178. Zařazením *LNBS* vysvětlující proměnné do modelu se statistika -2LL snížila na hodnotu 72,547, která naznačuje poměrně nízkou predikční schopnost modelu.

Koeficient Nagelkerkeho R-Square nejlépe interpretuje jaké % variability závisle proměnné je vysvětleno proměnnými zahrnutými do modelu. Daná hodnota činí 0,216, tzn. že pouze z 21,6 % daný model vysvětluje variabilitu  $ZT_{03}$ .

Z testu dobré shody Hosmera a Lemeshowa vyplývá, že hodnota  $\chi^2$  je 14,595 a při osmi stupních volnosti činí hodnota P-value (hladina významnosti) 0,060, která je vyšší než 0,05. Z toho vyplývá, že mezi empirickými a predikovanými hodnotami nejsou difference.

Z výsledného modelu vyplývá, že  $\exp(-0,580) = 0,560$  je násobek<sup>6</sup>, o který se změní šance, že firma zbankrotuje, jestliže se hodnota *LNBS* změní o jednotku za předpokladu neměnných ostatních proměnných. V procentuálním vyjádření činí změna šance 44,01 %<sup>7</sup>. V rámci ekonomické interpretace záporná hodnota parametru ukazatele *LNBS* naznačuje, že s klesající hodnotou celkových aktiv se zvyšuje pravděpodobnost zařazení firmy do skupiny 1 charakterizující zbankrotované firmy. Výsledný model je tedy v souladu s ekonomickou teorií.

V Tab. 4.18 je uvedena klasifikační tabulka, která spočívá v porovnání napozorovaných a modelem predikovaných zařazení do kategorií binární vysvětlované proměnné. Součtem firem na hlavní diagonále se získá počet správně klasifikovaných firem, jejichž počet v daném modelu činí 43 firem a úspěšnost klasifikace je ve výši 71,7 %. Nižší predikční sílu má skupina 1, v rámci které je správně zařazeno 70 % firem oproti skupině 0 s predikční silou 73,3 %.

<sup>6</sup> Je-li  $\beta_k > 0$ , tak funkce  $\exp > 1$  a , predikovaná pravděpodobnost (šance) se zvětší. Je-li  $\beta_k < 0$ , tak funkce  $\exp < 1$  a predikovaná šance se sníží. Pro koeficienty rovny 0 vede funkce  $\exp$  k 1, tedy k žádné změně.

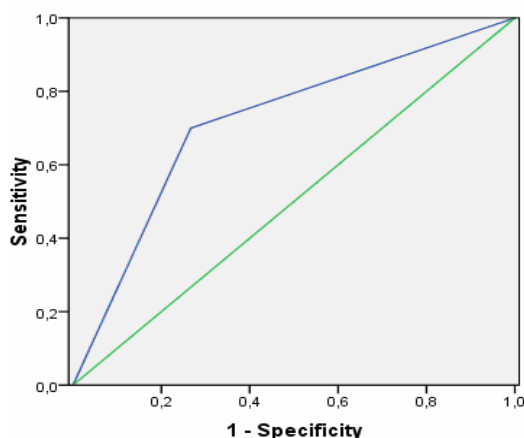
<sup>7</sup> Procentuální změna šance se vypočítá dle vzorce  $[\exp(-0,580) - 1] * 100 = -44,01 \%$ .

**Tab. 4.18** Klasifikační tabulka 2003

Observed			Predicted		
			ZT		Percentage Correct
			0	1	
Step 2	ZT	0	22	8	73,3
		1	9	21	70,0
	Overall Percentage				71,7

V Grafu 4.1 je znázorněna křivka ROC, která popisuje diskriminační schopnost prostřednictvím znázornění závislosti senzitivity a specifčnosti. Model je tím lepší, čím výše se nachází ROC křivka nad diagonálou. Z grafu tedy vyplývá, že křivka představuje dobrou predikci.

**Graf 4.1** Graf ROC křivky v roce 2003



#### 4.5.2 Analýza roku 2004

Do výsledného modelu logistické regrese byly zahrnuty dva ukazatelé. Jedná se o ukazatel rentability aktiv a logaritmus bilanční sumy. Logistická funkce má následující tvar:

$$\ln\left(\frac{\pi(ZT_{04})}{1 - \pi(ZT_{04})}\right) = 9,422 - 7,182 \cdot ROA_{04} - 0,806 \cdot LNBS_{04}.$$

Všechny proměnné zařazené do modelu jsou statisticky významné. Hodnota  $\chi^2$  modelu je 18,999 a při dvou stupních volnosti činí statistická významnost 0,000. Z toho vyplývá, že je daný model statisticky významný.

Hodnota statistiky -2LL činí 64,179 a při srovnání s předchozím modelem dosahuje nižší hodnoty, což naznačuje zlepšení predikční schopnosti daného modelu. Nagelkerkeho R-Square je ve výši 0,362, tzn. že daný model vysvětluje variabilitu závisle proměnné z 36,2 %. Hosmer-Lemeshowův test indikuje, že mezi pozorovanými

a predikovanými hodnotami nejsou rozdíly, neboť hodnota statistiky  $\chi^2$  při osmi stupních volnosti ve výši 15,128 poskytuje hladinu významnosti 0,059.

Do odhadnutého modelu vstupují dva ukazatelé a to ukazatel *ROA* a *LNBS*. Parametry ukazatelů *ROA* a *LNBS* jsou záporné a jejich funkce  $\exp(\beta_k)$  je menší než jedna, tzn. že je potvrzena jejich nepřímá závislost a s jejich poklesem roste pravděpodobnost bankrotu. V rámci ukazatele *ROA* činí velikost změny šance -100 %. Násobek změny šance v důsledku změny *LNBS* o jednotku činí 0,228 při neměnné hodnotě ukazatele *ROA*.

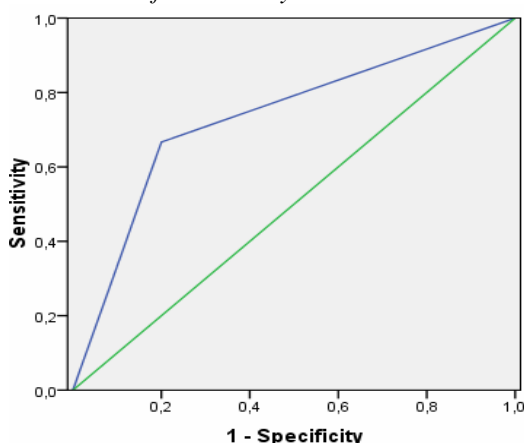
Z klasifikační tabulky z Tab. 4.19 vyplývá, že bylo 73,3 % firem klasifikováno správně, což naznačuje poměrně dobrou diskriminační sílu modelu. Do skupiny 0 bylo správně zařazeno 80 % firem a do skupiny 1 bylo správně zařazeno 66,7 %.

**Tab. 4.19** Klasifikační tabulka 2004

Observed		Predicted		
		ZT		Percentage Correct
		0	1	
Step 3	ZT 0	24	6	80,0
	1	10	20	66,7
Overall Percentage				73,3

Následující Graf 4.2 znázorňuje diskriminační sílu modelu prostřednictvím ROC křivky, která je vzdálenější od diagonály než v předchozím modelu.

**Graf 4.2** Graf ROC křivky v roce 2004



### 4.5.3 Analýza roku 2005

V roce 2005 byly do modelu logistické regrese zařazeny dva ukazatelé a to ukazatel rentability aktiv a ukazatel logaritmus bilanční sumy. Logistická funkce má následující tvar:

$$\ln\left(\frac{\pi(ZT_{05})}{1 - \pi(ZT_{05})}\right) = 13,594 - 13,832 \cdot ROA_{05} - 1,155 \cdot LNBS_{05}.$$

Proměnné *ROA* a *LNBS* jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti a daný model je taktéž statisticky významný. Hodnota  $\chi^2$  modelu je 32,876 a této hodnotě při dvou stupních volnosti odpovídá dosažená statistická významnost 0,000.

Hodnota statistiky -2LL naznačuje lepší predikční schopnost modelu se srovnáním s předchozím modelem a činí 50,302. Nagelkerke statistika se zvýšila na hodnotu 0,562.

Z Hosmer-Lemeshowova testu opět vyplývá dobrá shoda mezi pozorovanými a predikovanými hodnotami. Hodnota statistiky  $\chi^2$  je ve výši 10,738 a při osmi stupních volnosti činí hodnota P-value 0,217.

Model logistické regrese zahrnuje opět parametry *ROA* a *LNBS*, které jsou v souladu s teoretickými východisky. Z koeficientů jednotlivých parametrů zařazených do modelu, které dosahují hodnot menších než 0 vyplývá, že s jejich růstem klesá šance bankrotu firem.

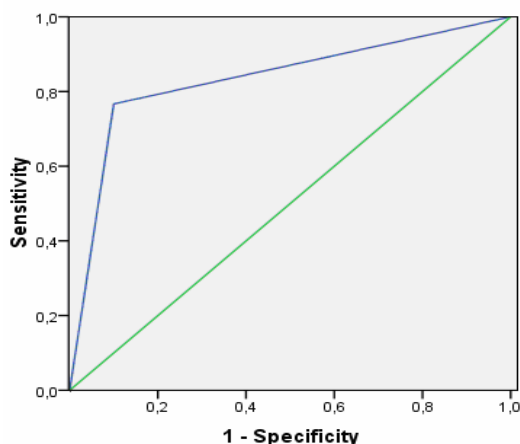
Celková úspěšnost klasifikace zařazení firem do jednotlivých skupin vyjádřená v Tab. 4.20 se oproti předchozímu modelu mírně snížila a správně bylo klasifikováno 81,7 %. Nižší úspěšnosti klasifikace v rámci skupin bylo dosaženo ve skupině 1, která představuje firmy zbankrotované a to ve výši 76,7 %. Ve skupině 0 je správně klasifikováno 26 firem, tedy 86,7 %.

**Tab. 4.20** Klasifikační tabulka 2005

Observed			Predicted		
			ZT		Percentage Correct
			0	1	
Step 3	ZT	0	26	4	86,7
		1	7	23	76,7
	Overall Percentage				81,7

Diskriminační schopnost modelu je znázorněna ROC křivkou v Grafu 4.3.

**Graf 4.3** Graf ROC křivky v roce 2005



#### 4.5.4 Analýza roku 2006

Do modelu logistické regrese byly z 15 ukazatelů zařazeny tři ukazatele a to ukazatel vlastního kapitálu na aktivech, ukazatel obratu oběžných aktiv a ukazatel logaritmu bilanční sumy. Tvar výsledného modelu je následující:

$$\ln\left(\frac{\pi(ZT_{06})}{1 - \pi(ZT_{06})}\right) = 13,484 - 3,340 \cdot VKA_{06} - 1,000 \cdot OOA_{06} - 0,885 \cdot LNBS_{06}.$$

Proměnné  $VKA$ ,  $OOA$  a  $LNBS$  jsou statisticky významné a hodnota  $\chi^2$  modelu činí 34,759. Při třech stupních volnosti činí statistická významnost modelu 0,000 a daný model je tedy statisticky významný.

Hodnota statistiky -2LL činí 48,418, tzn. že daná statistika nadále klesá a zvyšuje se predikční schopnost modelu. Hodnota Nagelkerkeho R-Square se oproti předcházejícímu modelu zvýšila na úroveň 0,586 a daný model vysvětluje variabilitu závisle proměnné z 58,6 %.

Test dobré shody Hosmer-Lemeshowova signalizuje, že mezi empirickými a predikovanými hodnotami nejsou rozdíly. Hodnota statistiky  $\chi^2$  činí 15,364 a při osmi stupních volnosti poskytuje hladinu významnosti 0,057.

Výsledný model je tvořen třemi ukazateli, u kterých činí velikost parametru  $\beta_k < 0$ , tzn. že funkce  $\exp(\beta_k)$  je menší než jedna a vyjadřuje tak zápornou závislost. Prvním ukazatelem je  $VKA$ , s jehož poklesem klesá finanční samostatnost firmy. V rámci ukazatele  $OOA$  se s jeho poklesem zvyšuje pravděpodobnost zařazení firmy do skupiny bankrotujících firem. Třetím ukazatelem je  $LNBS$  a dané ukazatelé jsou v souladu s ekonomickou teorií.

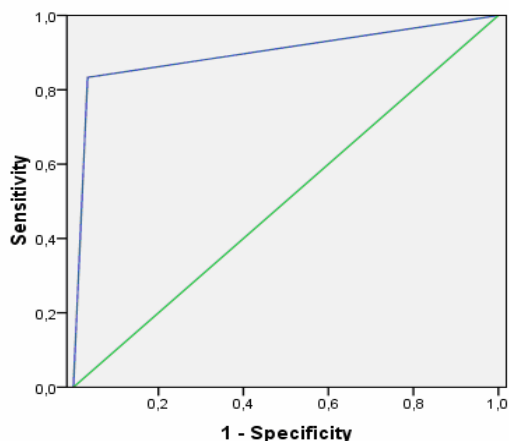
V Tab. 4.21 je zobrazena klasifikační tabulka, ze které vyplývá správnost klasifikace firem do skupin ve výši 90 %. Z toho vyplývá, že daný logistický model má vysokou diskriminační schopnost. V rámci skupiny 0 bylo správně klasifikováno 96,7 %, tzn. 29 firem z 30. Do skupiny 1 charakterizující zbankrotované firmy bylo správně klasifikováno 83,3 % firem.

**Tab. 4.21** Klasifikační tabulka 2006

Observed			Predicted		
			ZT		Percentage Correct
			0	1	
Step 4	ZT	0	29	1	96,7
		1	5	25	83,3
	Overall Percentage				90,0

Následující Graf 4.4 prostřednictvím ROC křivky znázorňuje rostoucí diskriminační sílu modelu, neboť se daná křivka ve srovnání s předcházejícími roky vzdaluje od diagonály.

**Graf 4.4** Graf ROC křivky v roce 2006



#### 4.5.5 Analýza roku 2007

Model v roce 2007 zahrnuje dva ukazatele. Jedná se o ukazatel rentability aktiv a opět logaritmus bilanční sumy. Výsledná logistická funkce má následující tvar:

$$\ln\left(\frac{\pi(ZT_{07})}{1 - \pi(ZT_{07})}\right) = 13,271 - 61,560 \cdot ROA_{07} - 0,937 \cdot LNBS_{07}.$$

Nezávisle proměnné  $ROA$  a  $LNBS$  jsou statisticky významné. Hodnota  $\chi^2$  modelu činí 60,930, kterému odpovídá při dvou stupních volnosti hladina významnosti 0,001 a daný model je statisticky významný.

Hodnota -2LL odhadnutého modelu činí 22,247, což je nejnižší hodnota dosažená ve sledovaných letech prostřednictvím metody Forward. Daný model má nejlepší predikční schopnost. Koeficient Nagelkerkeho R-Square je ve výši 0,850, tzn. že z 85 % je variabilita závisle proměnné vysvětlena danou logistickou funkcí.

Dobrou shodu mezi napozorovanými a predikovanými hodnotami indikuje Hosmer-Lemeshowův test. Hodnota  $\chi^2$  je 1,657 o 8 stupních volnosti činí P-value 0,990.

Do modelu logistické regrese za rok 2007 byly zařazeny ukazatelé  $ROA$  a  $LNBS$ . Jejich hodnota koeficientů je záporná a jejich funkce  $\exp(\beta_k)$  je menší než jedna, tzn. že se pravděpodobnost bankrotu s poklesem daných ukazatelů zvyšuje.

Diskriminační schopnost modelu vystihuje klasifikační tabulka. Celková úspěšnost klasifikace je ve výši 93,3 %, tj. 56 firem a představuje tak nejlepší úspěšnost

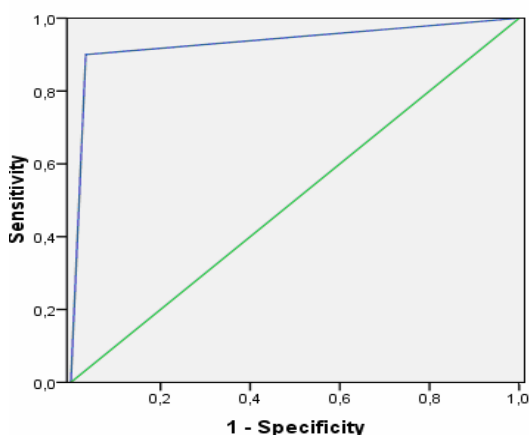
se srovnáním s předchozími roky. Lepší predikce bylo opět dosaženo ve skupině 0, kde činí správnost klasifikace 96,7 %. V rámci skupiny 1 činí úspěšnost klasifikace 90 %.

**Tab. 4.22** Klasifikační tabulka 2007

Observed		Predicted		
		ZT		Percentage Correct
		0	1	
Step 3	ZT 0	29	1	96,7
	1	3	27	90,0
Overall Percentage				93,3

Vysokou diskriminační schopnost potvrzuje i ROC křivka znázorněná v Grafu 4.5.

**Graf 4.5** Graf ROC křivky v roce 2007



#### 4.5.6 Analýza roků 2003 - 2006

Do daného modelu vstupovaly proměnné týkající se daného období a období předcházejících (2003 - 2005), přičemž výsledný model je tvořen třemi ukazateli. Jedná se o ukazatel rentability aktiv v čase  $t-1$ , ukazatel logaritmu bilanční sumy v čase  $t-1$  a ukazatel obratu oběžných aktiv v čase  $t-3$ . Logistická funkce má následující tvar:

$$\ln\left(\frac{\pi(ZT_{06}^{03})}{1 - \pi(ZT_{06}^{03})}\right) = 17,087 - 22,481 \cdot ROA_{t-1} - 1,496 \cdot LNBS_{t-1} + 0,228 \cdot OOA_{t-3}.$$

Veškeré proměnné zařazené do modelu jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti. Hodnotě  $\chi^2$  modelu, která činí 38,096, odpovídá při třech stupních volnosti hladina významnosti 0,000 a daný model je jako celek statisticky významný.

Hodnota statistiky -2LL odhadnutého modelu činí 45,082 a hodnota Nagelkerkeho R-Square činí 0,627. Z  $R_{NAG}^2$  tedy vyplývá, že variabilita závisle proměnné je z 62,7 % vysvětlena danou logistickou funkcí. Dosažené hodnoty daných statistik dosahují ve srovnáním s modelem  $ZT_{06}$  příznivějších hodnot.



Z Hosmer-Lemeshowova testu vyplývá, že mezi empirickými a predikovanými hodnotami nejsou rozdíly. Hodnota statistiky  $\chi^2$  činí 5,182 a při osmi stupních volnosti poskytuje hladinu významnosti 0,738.

Odhadnutý model zahrnuje ukazatel *ROA* a *LNBS*, přičemž dané ukazatele vycházejí z období  $t-1$ . Jejich parametry jsou záporné a jsou v souladu s ekonomickou teorií. Daný model dále zahrnuje kladný parametr ukazatel *OOA*, ze kterého vyplývá, že s jeho růstem v období  $t-3$  by se měla zvyšovat pravděpodobnost bankrotu firem v období  $t$ , což je ale v rozporu s ekonomickou teorií. Růst *OOA* znamená zvýšení efektivnosti ve využívání *OA*.

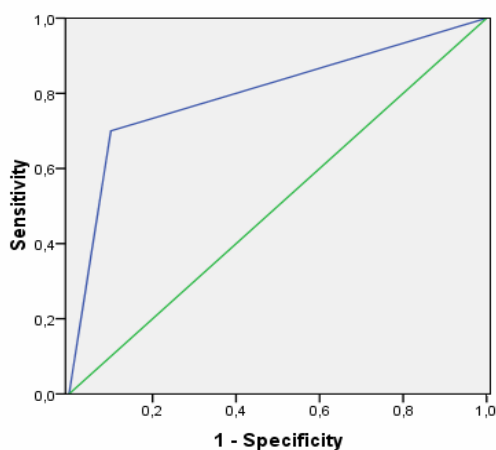
V klasifikační tabulce uvedené v Tab. 4.23 činí hodnota celkové úspěšnosti diskriminace 80 %. Do skupiny 0 bylo správně klasifikováno 90 % firem. Nižší úspěšnosti klasifikace bylo dosaženo v rámci skupiny 1, která je nižší o 20 % a dosahuje hodnoty 70 %. Při srovnání daných úspěšností s modely konstruovanými pro jednotlivé roky (2003 až 2006), nedosahuje model zahrnující zpožděné proměnné nejvyšších hodnot diskriminace.

**Tab. 4.23** Klasifikační tabulka pro model  $\ln C_{06}^{03}$

Observed			Predicted		
			ZT		Percentage Correct
			0	1	
Step 1	ZT	0	27	3	90,0
		1	9	21	70,0
Overall Percentage					80,0

Diskriminační schopnost výsledného modelu je také znázorněna ROC křivkou v následujícím Grafu 4.6.

**Graf 4.6** Graf ROC křivky pro model  $\ln C_{06}^{03}$



#### 4.5.7 Analýza roku 2003 - 2007

Do daného modelu vstupovaly proměnné týkající se daného období a období předcházejících (2003 - 2006). Výsledný model je tvořen dvěma ukazateli a to ukazatelem rentability aktiv v čase  $t$  a ukazatelem logaritmu bilanční sumy v čase  $t-2$ . Logistická funkce má následující tvar:

$$\ln\left(\frac{\pi(ZT_{07}^{03})}{1-\pi(ZT_{07}^{03})}\right) = 15,023 - 65,691 \cdot ROA_t - 1,097 \cdot LNBS_{t-2}.$$

Proměnné  $ROA$  a  $LNBS$  jsou statisticky významné na 5% hladině významnosti. Daný model je taktéž statisticky významný, neboť hodnota  $\chi^2$  modelu ve výši 63,241 a při dvou stupních volnosti odpovídá dosažené statistické významnosti 0,000.

Hodnota statistiky -2LL dosahuje ze všech odhadnutých modelů nejnižší hodnoty ve výši 19,937. Z toho vyplývá, že daný model má nejlepší predikční schopnost. Příznivější hodnoty bylo dosaženo i v rámci Nagelkerkeho R-Square, které činí 0,869, tzn. že daný model vysvětluje variabilitu závisle proměnné z 86,9 %.

Z testu Hosmera a Lemeshowa vyplývá, že hodnota  $\chi^2$  je 1,890 a při osmi stupních volnosti činí hodnota P-value 0,984. Z toho vyplývá, že mezi empirickými a predikovanými hodnotami nejsou difference.

Do modelu logistické regrese jsou opět zařazeny ukazatelé  $ROA$  a  $LNBS$ . Jejich koeficienty jsou záporné a s jejich růstem klesá šance bankrotu firem. Daný model je tedy v souladu s ekonomickou teorií, přičemž v rámci ukazatele  $LNBS$  je jeho vliv na výsledný model o dvě období zpožděn.

V Tab. 4.24 je zobrazena klasifikační tabulka, ze které vyplývá úspěšnost klasifikace firem do skupin ve výši 93,3 %. V rámci skupiny 0 a v rámci skupiny 1 činila výše správně klasifikace 93,3 %. Daný model tedy dosahuje vysoké diskriminační síly.

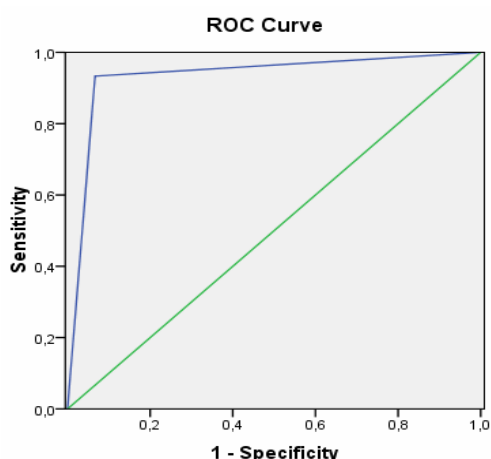
**Tab. 4.24** Klasifikační tabulka pro model  $\ln C_{07}^{03}$

Observed			Predicted		
			ZT		Percentage Correct
			0	1	
Step 3	ZT	0	28	2	93,3
		1	2	28	93,3
	Overall Percentage				93,3

a. The cut value is ,500

Diskriminační schopnost modelu je také znázorněna ROC křivkou v Grafu 4.7.

**Graf 4.7** Graf ROC křivky pro model  $\ln C_{07}^{03}$



#### 4.5.8 Shrnutí logistické regrese

Výstup provedené logistické regrese pro jednotlivé roky je uveden v Tab. 4.25. Ve všech odhadnutých modelech je zařazen ukazatel *LNBS* charakterizující velikost firmy. Parametr daného ukazatele je vždy záporný a je tedy v souladu s ekonomickou teorií, neboť s blížícím se úpadkem firmy by se měla hodnota celkových aktiv snižovat.

V souladu teoretickými východisky jsou také ukazatelé *ROA*, *VKA* a *OOA*. Parametry daných ukazatelů jsou ve všech případech záporné a tedy menší než 0, tzn. že jejich funkce  $\exp(\beta)$  vede k hodnotě menší než jedna. Z toho vyplývá nepřímá závislost, tzn. že predikovaná pravděpodobnost bankrotu firmy se s jejich poklesem zvyšuje.

**Tab. 4.25** Výstup logistické regrese

Rok	LOGR*	Celková úspěšnost	$R_{NAG}^2$
2003	$\ln C_{03} = 6,284 - 0,580 \cdot LNBS_{03}$	71,7 %	21,6 %
2004	$\ln C_{04} = 9,422 - 7,182 \cdot ROA_{04} - 0,806 \cdot LNBS_{04}$	73,3 %	36,2 %
2005	$\ln C_{05} = 13,594 - 13,832 \cdot ROA_{05} - 1,155 \cdot LNBS_{05}$	81,7 %	56,2 %
2006	$\ln C_{06} = 13,484 - 3,340 \cdot VKA_{06} - 1,000 \cdot OOA_{06} - 0,885 \cdot LNBS_{06}$	90 %	58,6 %
2007	$\ln C_{07} = 13,271 - 61,560 \cdot ROA_{07} - 0,937 \cdot LNBS_{07}$	93,3 %	85 %

$$* \ln C_i = \ln \left( \frac{\pi(ZT_i)}{1 - \pi(ZT_i)} \right)$$

Úspěšnost diskriminace jednotlivých firem do skupin se ve sledovaných letech zvyšovala s blížícím se úpadkem firmy. Nejvyšší hodnoty bylo dosaženo v roce 2007, kdy bylo správně klasifikováno 56 firem, tzn. 93,3 %.

Pro určení kvality modelu a příspěvku jednotlivých vysvětlujících proměnných na výsledný model se využívá Nagelkerkovo R-square, které činilo 21,6 % v roce 2003. Následujících letech se jeho hodnota zvyšovala až na hodnotu 85 % v roce 2007.

V Tab. 4.26 jsou uvedeny bankrotní modely v letech 2006 a 2007, kdy do modelů vstupovaly proměnné týkající se daného roku a proměnné let předcházejících.

**Tab. 4.26** Výstup logistické regrese

Rok	LOGR*	Celková úspěšnost	$R_{NAG}^2$
2006	$\ln C_{06}^{03} = 17,087 - 22,481 \cdot ROA_{t-1} - 1,496 \cdot LNBS_{t-1} + 0,228 \cdot OOA_{t-3}$	80 %	62,7 %
2007	$\ln C_{07}^{03} = 15,023 - 65,691 \cdot ROA_t - 1,097 \cdot LNBS_{t-2}$	93,3 %	86,9 %

$$* \ln C_t = \ln \left( \frac{\pi(ZT_t)}{1 - \pi(ZT_t)} \right)$$

V modelu  $\ln C_{06}^{03}$  jsou zařazeny pouze proměnné, které indikují bankrot v daném roce prostřednictvím ukazatelů z předcházejících let. Model  $\ln C_{06}^{03}$  ve srovnání s modely konstruovanými pro jednotlivé roky 2003 až 2006 dosahuje  $R_{NAG}^2$  nejvyšší hodnoty a hodnota celkové úspěšnosti je také příznivá. Daný model však není zcela v souladu s ekonomickou teorií, neboť parametr ukazatele  $OOA$  je kladný a jeho růst neindikuje zvýšení pravděpodobnosti bankrotu.

Model  $\ln C_{07}^{03}$  dosahuje ze všech modelů získaných prostřednictvím logistické regrese nejvyšší hodnoty  $R_{NAG}^2$ , která činí 86,9 % a indikuje, že variabilita modelu je z 86,9 % vysvětlena danou logistickou funkcí. Celková úspěšnost klasifikace firem do skupin v daném modelu dosahuje příznivé hodnoty ve výši 93,3 % a hodnoty statistiky  $-2 \log \text{likelihood}$  činí 19,937. Z toho vyplývá, že daný model má nejlepší predikční schopnost a jeví se tedy jako nejvhodnější model pro predikci bankrotu firem.

## 4.6 Celkové zhodnocení výsledků

V rámci dané kapitoly byl proveden odhad modelů ratingu pro roky 2003 až 2007 obsahující pouze proměnné daného roku. Dále pak byly sestaveny bankrotní modely v letech 2006 a 2007, do kterých vstupovaly nejen proměnné příslušného roku, ale také proměnné z předcházejících let do roku 2003. Z provedených odhadů modelů je cílem určení nejvhodnějšího modelu pro predikci budoucího bankrotu firem.

Při sestavování jednotlivých bankrotních modelů byla použita metoda klasické lineární regrese, diskriminační analýzy a logistické regrese. Dané modelové přístupy byly ověřeny na empiricky získaných datech z výběrového souboru 60 firem z odvětví stavebnictví. Přičemž firmy byly rozděleny do dvou skupin, a to na podniky zdravé (30) a podniky ve finančních problémech (30).

V rámci jednotlivých modelů nabývala vysvětlovaná proměnná hodnot 0 (pro firmy nezbankrotované) a 1 (pro firmy zbankrotované), jednalo se tedy o binární proměnnou a vysvětlující proměnné byly tvořeny 15 finančními ukazateli.

K tvorbě bankrotních modelů prostřednictvím jednotlivých metod bylo využito krokové metody Stepwise, která umožňuje výběr optimální podmnožiny vysvětlujících proměnných z hlediska jejich statistické významnosti. Z 15 ukazatelů bylo do jednotlivých modelů zařazeno celkem 9 statisticky významných proměnných. V Tab. 4.27 jsou uvedeny jednotlivé proměnné tvořící výsledné modely včetně znamének jejich parametrů.

**Tab. 4.27** Přehled nezávisle proměnných zařazených do jednotlivých modelů

Rok	KLRM	KLRM <sub>LAG</sub>	DA	DA <sub>LAG</sub>	LOGR	LOGR <sub>LAG</sub>
2003	- LNBS <sub>t</sub>	—	- LNBS <sub>t</sub>	—	- LNBS <sub>t</sub>	—
2004	- LNBS <sub>t</sub>	—	- LNBS <sub>t</sub>	—	- ROA <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	—
2005	- ROA <sub>t</sub> + OL <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	—	- ROA <sub>t</sub> + OL <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	—	- ROA <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	—
2006	- VKA <sub>t</sub> - OOA <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	- OOA <sub>t</sub> - ROE <sub>t-1</sub> - LNBS <sub>t-1</sub> + OOA <sub>t-3</sub>	- VKA <sub>t</sub> - OOA <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	- OOA <sub>t</sub> - ROE <sub>t-1</sub> - LNBS <sub>t-1</sub> + OOA <sub>t-3</sub>	- VKA <sub>t</sub> - OOA <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	- ROA <sub>t-1</sub> - LNBS <sub>t-1</sub> - OOA <sub>t-3</sub>
2007	+ ZVK <sub>t</sub> - ROA <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	+ ZVK <sub>t</sub> - ROA <sub>t</sub> - ROA <sub>t-1</sub> + DOP <sub>t-1</sub> - LNBS <sub>t-2</sub>	+ ZVK <sub>t</sub> - ROA <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	+ ZVK <sub>t</sub> - ROA <sub>t</sub> - ROA <sub>t-1</sub> + DOP <sub>t-1</sub> - LNBS <sub>t-2</sub>	- ROA <sub>t</sub> - LNBS <sub>t</sub>	- ROA <sub>t</sub> - LNBS <sub>t-2</sub>

Z Tab. 4.27 vyplývá vysoká podobnost modelů odhadnutých pro jednotlivé roky 2003 až 2007. Výsledné modely získané prostřednictvím metod KLRM a DA jsou shodné, jak v proměnných, tak v znaménkách koeficientů. Dané modely se ale liší v absolutní hodnotě koeficientů jednotlivých ukazatelů, které v rámci DA dosahují vyšších hodnot. Ve všech modelech se vyskytuje ukazatel logaritmu bilanční sumy, který má záporný koeficient vyjadřující, že s blížícím se úpadkem firmy by se měla hodnota celkových aktiv firmy snižovat. Daný ukazatel je tedy v souladu s ekonomickou teorií.

Ve shodě s teoretickými východisky se dále v modelech vyskytují koeficienty ukazatelů rentability celkových aktiv, rentability vlastního kapitálu, vlastního kapitálu na aktivech, zadluženosti vlastního kapitálu, doby obratu pohledávek a ukazatel obratu oběžných aktiv.

V predikovaných modelech se poměrně často vyskytuje záporný parametr ukazatele ROA, jehož klesající hodnota indikuje snížení výnosnosti celé firmy a může být signálem blížícího se bankrotu. Záporný koeficient se vyskytuje i u ukazatele VKA, který indikuje oslabení finanční stability a u ukazatele OOA v čase  $t$ , kdy snižující se hodnota ukazatele

značí snížení efektivnosti ve využívání oběžného majetku. Růst pravděpodobnosti bankrotu v důsledku snížení finanční samostatnosti naznačuje i kladný parametr *ZVK*. V souladu s ekonomickou teorií je i kladný koeficient ukazatele *DOP*, s růstem daného ukazatele se prodlužuje doba vázání finančních prostředků v pohledávkách.

V daných modelech se dále vyskytovaly dva ukazatelé v rozporu s teoretickými východisky, a to kladný parametr ukazatele okamžité likvidity a obrat oběžných aktiv v čase  $t - 3$ . Růst daných ukazatelů je pro podnik pozitivní a neindikují tedy úpadek firmy. Modely obsahující dané proměnné nejsou příliš vhodné pro predikci bankrotu.

Vzájemné porovnání modelů KLRM, DA a LOGR lze učinit na základě koeficientů determinace, které jsou uvedeny v Tab. 4.28. Z této tabulky je patrné, že v jednotlivých letech dochází k růstu hodnoty daných koeficientů. Z toho lze usuzovat, že schopnost predikce jednotlivých modelů je závislá na období, ve kterém je bankrot predikován. S blížícím se úpadkem firmy se hodnota  $R^2$  zvyšuje. V modelech s delším časovým horizontem bylo dosaženo vyšších koeficientů determinace oproti modelům s jednoročním horizontem a dané modely mají tedy vyšší schopnost vysvětlit variabilitu závisle proměnné.

**Tab. 4.28** Srovnání koeficientů determinace jednotlivých metod

Rok	KLRM		DA		LOGR	
	$R^2$	$R^2$ lag	$R_C^2$	$R_C^2$ lag	$R_{NAG}^2$	$R_{NAG}^2$ lag
2003	14,8 %	—	14,8 %	—	21,6 %	—
2004	18,4 %	—	18,4 %	—	47,5 %	—
2005	38,1 %	—	38,1 %	—	56,2 %	—
2006	41,2 %	48,1 %	41,2 %	48,1 %	58,6 %	62,7 %
2007	41,4 %	58 %	41,4 %	58 %	85 %	86,9 %

Z Tab. 4.28 lze vyčíst, že hodnoty koeficientů klasické lineární regrese a diskriminační analýzy jsou shodné a své maximální hodnoty dosahují v roce 2007. V rámci modelů pro jednotlivé roky činí nejvyšší hodnota  $R^2$  41,4 %, což naznačuje poměrně nízkou schopnost modelu vysvětlit variabilitu závisle proměnné a zbylých 58,6 % připadá na vlivy nezařazené do modelu, např. se může jednat o nefinanční faktory, jako je řízení společnosti, marketing, spotřebitelská poptávka, úrokové sazby či úroveň státních zakázek. V rámci modelů zahrnující časové zpoždění hodnota  $R^2$  vzrostla na 58 % a prodloužení časového horizontu pro predikci bankrotu mělo za následek zvýšení vypovídací schopnosti ukazatelů zařazených do modelu.

Hodnoty  $R_{NAG}^2$  modelu logistické regrese dosahují příznivějších výsledků. Již v roce 2004 hodnota koeficientu  $R_{NAG}^2$  přesahuje maximální hodnoty dosažené u metod KLRM a DA v roce 2007. Nejvyšších hodnot bylo metodou LOGR dosaženo v roce 2007 a to ve výši 85 % u modelu zahrnující pouze proměnné daného roku a 86,7 % u modelu s časovým

zpožděním, tzn. že variabilita vysvětlující proměnné je z 85 % popř. 86,7 % vysvětlena danou logistickou funkcí.

V rámci DA a LOGR lze srovnávat celkovou úspěšnost klasifikace firem do jednotlivých skupin viz. Tab. 4.29. Je zde opět patrný rostoucí trend daných hodnot, tzn. že úspěšnost diskriminace rostla s prodlužováním horizontu předpovědi.

**Tab. 4.29** Srovnání celkové úspěšnosti klasifikace DA a LOGR

Rok	DA	DA_lag	LOGR	LOGR_lag
2003	75 %	—	71,7 %	—
2004	85 %	—	83,3 %	—
2005	90 %	—	81,7 %	—
2006	86,7 %	83,3 %	90 %	80 %
2007	88,3 %	91,7 %	93,3 %	93,3 %

Metodou DA bylo nejvyšší hodnoty celkové úspěšnosti klasifikace dosaženo pro jednorocní horizont ve výši 90 % v roce 2005. Nicméně daný model není zcela v souladu s ekonomickou teorií, a proto by nebyl vhodný pro predikci bankrotu. U modelů DA zahrnující časové zpoždění bylo dosaženo nejvyšší hodnoty v roce 2007 a to ve výši 91,7 %. Vyšší celkové úspěšnosti klasifikace bylo dosaženo u modelů odhadnutých metodou logistické regrese, která v roce 2007 činila 93,3 %. Logistická funkce  $\ln C_{07}$  vycházející z proměnných daného roku oproti DA nezahrnuje ukazatel ZVK, což může mít za následek lepší diskriminační schopnost daného modelu. V rámci modelu  $\ln C_{07}^{03}$  zahrnující zpožděné proměnné bylo dosaženo stejné hodnoty jako u modelu  $\ln C_{07}$ .

Z provedeného srovnání modelů KLRM, DA a LOGR vyplývá, že pro stanovení modelů ratingu se jako nejvhodnější jeví použití logistické regrese, a to jak vzhledem k dosaženým hodnotám koeficientů determinace  $R_{NAG}^2$ , tak vzhledem k úspěšnosti klasifikace firem do skupin zejména v posledních dvou letech analýzy. Dále jsou veškeré odhadnuté modely prostřednictvím metody LOGR v souladu s teoretickými východisky.

Nejvhodnějším modelem logistické regrese pro predikci bankrotu firem se jeví model  $\ln C_{07}^{03}$ . Z hlediska celkové úspěšnosti klasifikace firem do skupin bylo u daného modelu dosaženo hodnoty 93,3 % stejně jako u modelu  $\ln C_{07}$ . Model obsahující zpožděnou veličinu LNBS však dosahuje příznivější hodnoty statistiky -2 log likelihood ve výši 19,937 a dosahuje také vyšší hodnoty  $R_{NAG}^2$ , která činí 86,9 % a indikuje, že variabilita modelu je z 86,9 % vysvětlena logistickou funkcí obsahující vysvětlující proměnné ROA a  $LNBS_{t-2}$ . Z toho vyplývá, že daný model má i nejlepší predikční schopnost.

#### 4.6.1 Aplikace vybraného modelu ratingu pro odhad predikce bankrotu

Z provedeného srovnání metod KLRM, DA a LOGR se pro predikci bankrotu firem jeví jako nejhodnější model logistické regrese  $\ln C_{07}^{03}$ . V rámci daného modelu je úpadek firmy indikován ukazatelem rentability aktiv, který se týká finančních výsledků daného roku a dále pak ukazatelem logaritmu bilanční sumy, který indikuje úpadek firmy s dvouletým předstihem. Obecný tvar modelu  $\ln C_{07}^{03}$  je následující:

$$\ln\left(\frac{\pi(ZT_t)}{1-\pi(ZT_t)}\right) = 15,023 - 65,691 \cdot ROA_t - 1,097 \cdot LNBS_{t-2}.$$

Z dané rovnice lze pak odvodit vztah pro určení pravděpodobnosti úpadku firmy:

$$\pi(ZT_t) = \frac{\exp(15,023 - 65,691 \cdot ROA_t - 1,097 \cdot LNBS_{t-2})}{1 + \exp(15,023 - 65,691 \cdot ROA_t - 1,097 \cdot LNBS_{t-2})}.$$

Určení pravděpodobnosti úpadku je provedeno s použitím modelu logistické regrese na souboru firem, které jsou charakterizovány jako zdravé, a to pro rok 2008. Je-li po dosazení empirických hodnot pravděpodobnost predikované události větší než 0,5, hodnocená firma je zařazena do skupiny firem ohrožených bankrotem a je-li menší než 0,5, tak je zařazena do skupiny firem v dobré finanční situaci.

Z provedené aplikace vyplývá viz Příloha 10, že ze 30 „zdravých“ firem byly do skupiny firem v úpadku zařazeny čtyři firmy. Dané firmy jsou zobrazeny v Tab. 4.30 a vykazují znaky bankrotujících firem, což může naznačovat jejich možné budoucí finanční problémy, které by mohly vést k zahájení insolvenčního řízení či likvidaci.

**Tab. 4.30** *Firmy zařazené do skupiny firem v úpadku*

Název firmy	$ROA_t$	$LNBS_{t-2}$	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\pi(ZT_t)$
DAV, a.s.	0,005	10,858	15,023	-65,691	-1,097	1
JHP spol.s r.o.	-0,077	12,717	15,023	-65,691	-1,097	1
SANGREEN, spol. s r.o.	-0,095	11,476	15,023	-65,691	-1,097	1
Stav consult, s.r.o.	0,014	11,040	15,023	-65,691	-1,097	1



## 5 Závěr

V současné době se využívá značné množství predikčních metod pro určení finanční tísně nebo pro hodnocení úrovně finanční stability firem, přičemž většina bankrotních a bonitních modelů byla verifikována pro vývoj v konkrétní ekonomice, pro konkrétní typy podniků a pro jejich působení v určitém tržním prostředí. Proto je důležité neustále dané modely upravovat nebo vytvářet nové, které by odrážely specifika konkrétních trhů.

Cílem diplomové práce bylo stanovení modelů ratingu pro odvětví stavebnictví a nalezení vhodného modelu pro predikci bankrotu. Datová základna pro odhad bankrotních modelů byla získána z účetních dat z výběrového souboru 60 stavebních firem za období 2003 až 2007.

Odhad bankrotních modelů byl proveden prostřednictvím metody klasické lineární regrese, diskriminační analýzy a logistické regrese. V rámci jednotlivých metod se pracovalo s binární závislou proměnnou, kdy firmám ve skupině s dobrou finanční situací byla přiřazena hodnota 0 a firmám ve skupině s finančními problémy byla přiřazena hodnota 1. Do modelů vstupovalo celkem 15 finančních ukazatelů jako vysvětlující proměnné, které hodnotí finanční situaci firem a to z hlediska rentability, zadluženosti, aktivity a likvidity. Dále byl mezi finanční ukazatele zahrnut logaritmus bilanční sumy pro zohlednění velikosti firmy.

Stěžejní částí diplomové práce byl odhad modelů ratingu pro roky 2003 až 2007 obsahující pouze proměnné daného roku, jejichž cílem bylo určení schopnosti finančních ukazatelů predikovat bankrot firmy v závislosti na době před úpadkem. Z důvodu predikce bankrotu firem s určitým předstihem byly v letech 2006 a 2007 sestaveny bankrotní modely, které zahrnovaly nejen proměnné daného období, ale také proměnné z let předcházejících a to od roku 2003.

Pro nalezení optimální podmnožiny vysvětlujících proměnných byla zvolena metoda postupné regrese tzv. Stepwise metoda. Nejvýznamnějším ukazatelem zahrnutým do všech výsledných modelů byl ukazatel logaritmu bilanční sumy. Dále se v bankrotních modelech často vyskytoval ukazatel rentability aktiv. Parametry daných ukazatelů se vyznačovaly zápornou hodnotou, tzn. že s poklesem hodnot daných ukazatelů roste pravděpodobnost úpadku firmy.

Ze vzájemného porovnání vysvětlujících proměnných zahrnutých do jednotlivých modelů, odhadnutých konkrétními metodami, vyplývá jejich vysoká podobnost. Zejména u metod KLRM a DA jsou výsledné modely naprosto shodné v proměnných včetně jejich parametrů a liší se pouze hodnotami koeficientů. Shoda daných modelů vyplývá

i z porovnání koeficientů determinace, které dosahovaly stejných hodnot. V rámci modelů zahrnující proměnné daného roku bylo maximální hodnoty dosaženo v roce 2007 ve výši 41,4 %. Vyššího koeficientu determinace bylo u KLRM a DA dosaženo rozšířením časového horizontu pro zahrnutí vysvětlujících proměnných do modelů a to ve výši 58 %.

Příznivějších hodnot dosahuje koeficient determinace v modelech logistické regrese, který v roce 2004 přesahuje maximální hodnoty získané metodou KLRM a DA z roku 2007. Metodou LOGR bylo v roce 2007, u modelu pro jednoroční horizont zahrnutí vysvětlujících proměnných, dosaženo hodnoty 85 % a u modelu s časovým zpožděním 86,7 %.

Ze srovnání celkové úspěšnosti klasifikace u DA a LOGR vyplývá, že vyšších hodnot bylo dosaženo prostřednictvím metody logistické regrese, u které bylo v roce 2007 dosaženo nejvyšší hodnoty ve výši 93,3 %, jak pro jednoroční horizont, tak pro model zahrnující zpožděné proměnné, zatímco u metody DA činila hodnota celkové úspěšnosti 88,3 %, popř. 91,3 % u modelů s časovým zpožděním.

Z hlediska vývoje koeficientů determinace a celkové úspěšnosti klasifikace vyplývá, že schopnost predikce úpadku firem je v rámci jednotlivých modelů závislá na období, ve kterém je bankrot predikován a s blížícím se úpadkem firmy se jejich hodnota zvyšuje. Prodloužením časového intervalu bylo dosaženo vyšších koeficientů determinace oproti modelům s jednoročním horizontem, přičemž úspěšnost klasifikace v roce 2006 poklesla a vyšších hodnot celkové úspěšnosti klasifikace bylo dosaženo v roce 2007. Z toho vyplývá, že pro predikci bankrotu jsou nejvhodnější ty modely, které mají nejmenší zpoždění před vyhlášením úpadku firmy.

Nejvhodnější metodou pro odhad modelů je logistická regrese, která zejména v posledních dvou letech dosahovala příznivějších výsledků oproti KLRM a DA. Nejlepší predikční schopnosti a celkové úspěšnosti klasifikace firem do skupin dosahoval model  $\ln C_{07}^{03}$  z roku 2007, který zahrnuje ukazatel rentability aktiv v čase  $t$  a ukazatel logaritmu bilanční sumy v čase  $t - 2$ . Daný model byl následně aplikován na empirická data ze souboru firem v dobré finanční situaci za období 2008, ze kterého vyplynulo, že čtyři firmy mohou mít v budoucnu finanční problémy z důvodu jejich zařazení do skupiny firem v úpadku.

## Seznam použité literatury

### a) Odborná literatura:

ARLT, J. *Ekonomické časové řady*. 1. vyd. Praha: Grada publishing, 2007. 258 s. ISBN 978-80-247-1319-9.

BLAHA, Z. S, JINDŘICHOVSKÁ, I. *Jak posoudit finanční zdraví firmy*. 3. vyd. Praha: Management Press, 2006. 194 s. ISBN 80-7261-145-3.

CIPRA, T. *Finanční ekonometrie*. 1.vyd. Praha: Ekopress, 2008. 538 s. 978-80-86929-43-9.

DLUHOŠOVÁ, D. *Finanční řízení a rozhodování podniku*. Praha: Ekopress, 2006. ISBN 80-86119-58-0.

GRÜNWARD, R. , HOLEČKOVÁ, J. *Finanční analýza a plánování podniku*. 1. vyd. Praha: VŠE, 1999. 184 s. ISBN 80-7079-587-5.

GUJARATI, D.N. *Basic econometrics*. 4th Ed. Boston: McGraw-Hill, 2003. 1002 s. ISBN 0-07-112342-3.

HEBÁK, P., HUSTOPECKÝ, J., MALÁ, I. *Vícerozměrné statistické metody (2)*. 1. vyd. Praha: Informatorium, 2005. 239 s. ISBN: 80-7333-036-9.

HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2007. 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.

HUŠEK, R. *Ekonometrická analýza: předmět a metody: simulační modely a techniky: ekonometrické prognózování*. 1. vyd. Praha: Ekopress, 1999. 303 s. ISBN: 80-86119-19-X.

KOVAŘÍK, Z., KVAPIL, J., VLACH, P. *Úvod do počítačové analýzy vícerozměrných úloh z policejní praxe*. 1. vyd. Praha: Vydavatelství PA ČR, 2006. 206 s. ISBN: 80-7251-228-5.

MELOUN, M., MILITKÝ, J., HILL, M. *Počítačová analýza vícerozměrných dat příkladech*. 1. vyd. Praha: Academia, 2005. 449 s. ISBN 80-200-1335-0.

*SPSS 7.5 statistical algorithms*. SPSS, Inc., 1997. 641 s. ISBN: 1-56827-185-9.

VINŠ, P., LIŠKA, V. *Rating*. 1. vyd. Praha: C.H. Beck, 2005. 109. s. ISBN 80-7179-807-X.

### b) Internetové zdroje:

[http://core.ecu.edu/psyc/wuenschk/MV/multReg/Binary\\_Logistic.ppt](http://core.ecu.edu/psyc/wuenschk/MV/multReg/Binary_Logistic.ppt)

<http://gse.vsb.cz/2006/LII-2006-1-1-8.pdf>

<http://library.brown.edu/gateway/ssds/intermediatespss2.pdf>

<http://www.ceeconstruction.cz/research.php>

<http://www.centralniregistrdluzniku.cz/>

[http://www.ibot.sav.sk/karolx/Prednasky/Multivar\\_metody4.ppt](http://www.ibot.sav.sk/karolx/Prednasky/Multivar_metody4.ppt)

<http://www.justice.cz/xqw/xervlet/insl/index?sysinf.@typ=or&sysinf.@strana=searchSubject>

<http://www.mpo.cz/cz/prumysl-a-stavebnictvi/stavebnictvi/>

<http://www.mpostav.cz/>

<http://www.sps.cz/index.asp>

<http://www.urspraha.cz/>

## Seznam zkratek

ACF – Autokorelační funkce  
BL – Ukazatel běžné likvidity  
BZ – Běžná zadluženost  
CZ – Celková zadluženost  
ČR – Česká republika  
DA – Diskriminační analýzy  
DOP – Doba obratu pohledávek  
DOZ – Doba obratu závazků  
ESS – Vysvětlený součet čtverců  
EU – Evropská unie  
HDP – Hrubý domácí produkt  
KLRM – Klasický lineární regresní model  
LNBS – Logaritmus bilanční sumy  
LOGR – Logistická regrese  
MNČ – Metoda nejmenších čtverců  
ODM – Obrátka dlouhodobých aktiv  
OL – Okamžité likvidity  
OOA – Obrátka oběžných aktiv  
PACF – Parciální autokorelační funkce  
PHM – Pohonné hmoty  
ROA – Rentabilita aktiv  
ROE – Rentabilita vlastního kapitálu  
ROS – Rentabilita tržeb  
RRS – Reziduální součet čtverců  
SK – Stupeň krytí stálých aktiv  
TSS – Úplný součet čtverců  
VKA – Vlastní kapitál na aktivech  
WL – Wilksova lambda  
ZVK – Zadluženost vlastního kapitálu

## Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl(a) seznámen(a) s tím, že na mou diplomovou (bakalářskou) práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou (bakalářskou) práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová (bakalářská) práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové (bakalářské) práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové (bakalářské) práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou (bakalářskou) práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 20. 4. 2010

.....  
Bc. Hana Mazalová

Adresa trvalého pobytu studenta:

Na sídlišti 284, 783 49 LUTÍN

## **Přílohy**

Příloha 1: Sekce F - STAVEBNICTVÍ

Příloha 2: Podíl velikostních kategorií podniků na realizaci stavebních prací v jednotlivých směrech výstavby

Příloha 3: Projevy krize se ve stavebnictví

Příloha 4: Seznam stavebních firem

Příloha 5: Klasická lineární regresní metoda

Příloha 6: Kritické hodnoty DW testu pro 5% hladinu významnosti

Příloha 7: Diskriminační analýza

Příloha 8: Hodnota Z-scóre a pravděpodobnosti zařazení jednotlivých firem do skupiny zbankrotovaných firem

Příloha 9: Logistická regrese

Příloha 10: Aplikace nejvhodnějšího modelu pro predikci bankrotu pro rok 2008